UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO,
CONTABILIDADE E ATUÁRIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

News Shocks e Expectativas do
Consumidor: Evidências para o Brasil

Thales Augusto Jordão de Toledo Torricelli Maion

Orientador: Prof. Dr. Márcio Issao Nakane

São Paulo - Brasil

2017

Prof. Dr. Marco Antonio Zago
Reitor da Universidade de São Paulo

Prof. Dr. Adalberto Américo Fischmann
Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade

Prof. Dr. Eduardo Amaral Haddad
Chefe do Departamento de Economia

Prof. Dr. Ariaster Baumgratz Chimeli
Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Economia

**THALES AUGUSTO JORDÃO DE TOLEDO TORRICELLI
MAION**

***News Shocks* e Expectativas do
Consumidor: Evidências para o Brasil**

Dissertação apresentada ao Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Ciências.

Orientador: Prof. Dr. Márcio Issao Nakane

Versão Corrigida

São Paulo - Brasil

2017

FICHA CATALOGRÁFICA

Elaborada pela Seção de Processamento Técnico do SBD/FEA/USP

Maion, Thales Augusto Jordão de Toledo Torricelli

News shocks e expectativas do consumidor: evidências para o Brasil /
Thales Augusto Jordão de Toledo Torricelli Maion. – São Paulo, 2017.
134 p.

Dissertação (Mestrado) – Universidade de São Paulo, 2018.

Orientador: Márcio Issao Nakane.

1. Ciclos econômicos 2. Expectativas 3. Consumo 4. Atividade econômica I. Universidade de São Paulo. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade. II. Título.

CDD – 338.542

Agradecimentos

Em primeiro lugar, agradeço à minha família pelo apoio dado tanto nos bons momentos quanto nos incontáveis fins de semana e madrugadas dedicados às resoluções de listas e leitura de artigos. Sem eles, concluir o mestrado seria um desafio ainda mais complexo.

Ao meu orientador, professor Márcio Nakane, pelo trabalho de orientação e pelos comentários precisos, os quais foram certamente fundamentais para o desenvolvimento desta dissertação.

Ao professor Mauro Rodrigues e à professora Roseli Silva, pela participação nas bancas de qualificação e avaliação de progresso. Suas sugestões foram de grande ajuda tanto na parte empírica quanto no encadeamento lógico dado ao estudo.

À professora Paula Pereda, por me tornar parte da equipe que representou o IPE-USP no Econometric Game 2017, em Amsterdã.

À Roberta, que sempre me apoiou em minhas escolhas e me encorajou a enfrentar desafios cada vez maiores.

Aos meus amigos de pós-graduação, com os quais compartilhei as mais diversas discussões nas salinhas, fossem elas de economia ou de temas completamente aleatórios. Em especial agradeço ao Mailliw pelos inúmeros *fun facts* sobre qualquer assunto, ao Rawet por sempre fornecer pontos de vista interessantes (apesar de seu incompreensível apego ao Flamengo), ao Danilo pela imensa ajuda com o abnTeX e ao Vitor Kayo, que me acompanhou desde os tempos de graduação e com quem pude aprender muito.

Aos meus amigos de graduação, em especial a todos que compareceram às edições dos memoráveis Caipirados e aos frequentadores assíduos do 7411. Somos formados, além de tudo, pelas experiências que passamos. Sem vocês, teriam-me faltado muitas.

Aos meus amigos de Valinhos e Jundiaí, com os quais convivi desde pequeno e comecei a trilhar meus caminhos.

Ao CNPq, pelo auxílio financeiro prestado durante a realização do mestrado.

“ - Faça o que desejar, no mais amplo exercício do livre-arbítrio. Você ainda perderá.

- Por causa da mão morta de Hari Seldon?

- Por causa da mão morta da matemática do comportamento humano, que não pode ser detida, desviada nem atrasada.

Os dois se encararam em um impasse, até que o general recuou.

- Vou aceitar esse desafio - disse, simplesmente. É uma mão morta contra uma vontade viva.”

(ASIMOV, 2009, p. 35)

Resumo

Índices de confiança/expectativas são frequentemente utilizados pela mídia e pelo mercado com intuito de projetar o comportamento da economia. As expectativas dos agentes econômicos são peças relevantes, acredita-se, para explicar flutuações de produto e emprego, tanto moderadas como drásticas a exemplo das crises “.com” e dos *subprimes* americanos. No Brasil, o tema passou a receber mais atenção devido à crise dos últimos anos. A estimação de um VAR com séries brasileiras de produto, consumo e expectativas sugere que de fato inovações nos índices de expectativas possuirão impactos de médio-longo prazo no consumo agregado e no PIB, além dos próprios índices. A partir dessa evidência, procura-se separar por meio de um modelo DSGE o quanto desses impactos se deve a fundamentos econômicos futuros antecipados pelos agentes e o quanto se deve a alterações momentâneas de humor, isto é, aos *animal spirits*. Os resultados sugerem que *animal spirits* e ruídos inerentes aos próprios índices são responsáveis por uma parte considerável da flutuação no período de 1-2 trimestres. Para horizontes iguais ou superiores a 2 trimestres, a antecipação de fundamentos econômicos passa a ser predominante.

Palavras-chave: Ciclos econômicos, expectativas, consumo, atividade econômica

Abstract

Consumer confidence/expectation indexes are frequently used by the media and the market in order to forecast the behavior of the economy. Agents' expectations are believed to explain output and employment fluctuations, either moderate or drastic as the “.com” and the american subprime crisis. In Brazil, more attention has been drawn to this topic due to the recent economic crisis. The estimation of a VAR with brazilian data for consumption, output and expectations suggests that innovations to the expectation indexes do have impact on aggregate consumption and GDP in the medium/long-run, as well as the indexes themselves. Inspired by this evidence, a DSGE model is used in order to assess how much of these impacts are due to anticipation of future economic fundamentals and how much are due to animal spirits. The results indicate that animal spirits and index-specific noise are responsible for a non-negligible amount of fluctuations up to 2 quarters, whereas news of future economic conditions prevail on lower frequencies.

Keywords: Business cycles, expectations, consumption, economic activity

Lista de ilustrações

Figura 1 – Séries do IEC e do INEC	33
Figura 2 – FIRs do VAR trivariado	36
Figura 3 – Índices de Expectativas adicionais	37
Figura 4 – Decomposição da variância utilizando o IEC	39
Figura 5 – Decomposição da variância utilizando o INEC	41
Figura 6 – Lógica interna do modelo	58
Figura 7 – FIRs do VAR pentavariado	75
Figura 8 – FIRs empíricas e do modelo, sem bandas de confiança . . .	87
Figura 9 – FIRs empíricas e do modelo	88
Figura 10 – FIRs selecionadas dos modelos após um <i>news shock</i>	90
Figura 11 – FIRs selecionadas dos modelos após um <i>animal spirits shock</i>	92
Figura 12 – Decomposição teórica da variância do IEC, do consumo e do PIB	94
Figura 13 – Decomposição teórica da variância do INEC, do consumo e do PIB	95
Figura 14 – <i>News</i> com parametrização alternativa	97
Figura 15 – FIRs alternativas do VAR trivariado	109
Figura 16 – Decomposição alternativa da variância utilizando o IEC . .	110
Figura 17 – Decomposição alternativa da variância utilizando o INEC .	111
Figura 18 – IEC: FIRs Teóricas dado choque <i>news</i>	123
Figura 19 – IEC: FIRs Teóricas dado choque <i>animal spirits</i>	124
Figura 20 – IEC: FIRs Teóricas dado choque surpresa na tecnologia . .	125
Figura 21 – IEC: FIRs Teóricas dado choque no <i>share</i> do governo . . .	126

Figura 22 – IEC: FIRs Teóricas devidas ao ruído do IEC	127
Figura 23 – IEC: FIRs Teóricas dado choque de política monetária . .	128
Figura 24 – INEC: FIRs Teóricas dado choque <i>news</i>	129
Figura 25 – INEC: FIRs Teóricas dado choque <i>animal spirits</i>	130
Figura 26 – INEC: FIRs Teóricas dado choque surpresa na tecnologia .	131
Figura 27 – INEC: FIRs Teóricas dado choque no <i>share</i> do governo . .	132
Figura 28 – INEC: FIRs Teóricas devidas ao ruído do IEC	133
Figura 29 – INEC: FIRs Teóricas dado choque de política monetária .	134

Lista de abreviaturas e siglas

COPOM	Comitê de Política Monetária
RBC	Ciclos Reais de Negócios
FIR	Função Impulso-Resposta
ICC	Índice de Confiança do Consumidor
IEC	Índice de Expectativas do Consumidor
INEC	Índice Nacional de Expectativas do Consumidor
DSGE	Modelo Dinâmico de Equilíbrio Geral Estocástico
AR(i)	Processo Autorregressivo de ordem i
SMM	Método dos Momentos Simulados
ESMM	Método dos Momentos Simulados Estendido
VAR	Vetor Autorregressivo
VARMA	Vetor Autorregressivo com Médias Móveis
SVAR	Vetor Autorregressivo Estrutural
VEC	Vetor de Correção de Erros
TFP	Produtividade Total dos Fatores

Sumário

1	Introdução	17
2	Índices de Confiança/Expectativas	23
2.1	Evidências ao redor do mundo	26
2.2	Estudos aplicados ao Brasil	28
3	O que os índices brasileiros nos contam?	31
3.1	IEC e INEC	31
3.2	VAR Motivacional	34
4	<i>News Shocks</i>	43
4.1	<i>Expectation-Driven cycles</i>	47
4.2	O problema de extração de sinal	49
4.3	Não-invertibilidade	52
5	Modelo	57
5.1	Famílias	59
5.2	Firma de Bem Final	61
5.3	Firmas de Bens Intermediários	62
5.4	Produtores de Capital	64
5.5	Governo	65
5.6	Processos Exógenos e Estrutura de Informação	67
5.7	Agregação e Equilíbrio	69
6	Estimação e Resultados	73
6.1	Momentos escolhidos e operacionalização	74
6.2	Solução de modelos com informação imperfeita	79
6.3	Resultados	81

7 Conclusão	99
Referências	103
APÊNDICE A Exercícios adicionais com IEC e INEC	109
APÊNDICE B Estacionarização do modelo, filtro de Kalman e sistema log-linear	113
APÊNDICE C Trajetória de crescimento determinística	121
APÊNDICE D Impulsos-Resposta do Modelo	123
D.1 IEC	123
D.2 INEC	129

1 Introdução

O papel das expectativas dos agentes econômicos é fundamental para se descrever o comportamento dinâmico de uma economia. Não à toa, estas são objeto de estudo dos economistas há um bom tempo. Dois exemplos clássicos sobre o assunto são os trabalhos de Pigou (1927) e Keynes (1936), tendo o último popularizado o termo *animal spirits* para designar comportamentos humanos que representariam tomadas de decisões mais espontâneas do que racionais. A hipótese contida no trabalho de Pigou (1927) conjectura que a dificuldade dos indivíduos em projetar perfeitamente a evolução da economia pode levar a ondas de otimismo sem fundamentação econômica. Como resultado, a decepção posterior destes agentes é acompanhada de um período recessivo. Temos, portanto, espaço para a formação de *bolhas*. Episódios como a crise dos ativos japoneses nos anos 80, a crise “.com” dos anos 2000 e a crise financeiro-imobiliária dos EUA em 2008 parecem servir como bons exemplos.

Uma das principais variáveis que surge na mídia e no mercado em períodos como esse é a *confiança do consumidor*¹. Geralmente, esta é mensurada por meio de um índice baseado em questionários que agregam diversas informações sobre condições correntes e futuras da economia, respondidos por parte da população. A intuição para a existência desse tipo de índice é que este consolidaria, em um único número de fácil e imediata análise, o patamar geral de sentimento dos consumidores. Em outras palavras, esta seria uma medida de expectativas e do que estaria por ocorrer futuramente com a economia. Ainda, por ser comumente divulgado antes de estatísticas das

¹ Assim como a confiança da indústria e/ou dos empresários.

contas nacionais como PIB e consumo, torna-se um indicador de interesse sobre patamares correntes e futuros destas variáveis.

A partir das décadas de 80 e 90, o avanço do instrumental estatístico permitiu que os primeiros testes envolvendo índices de confiança e expectativas fossem realizados. Carroll, Fuhrer e Wilcox (1994) verificaram, utilizando dados americanos, que índices de confiança do consumidor conseguiam de fato ajudar na *previsão* de níveis de consumo futuros, mesmo controlando por outras variáveis como renda. Por outro lado, a magnitude desta melhoria na capacidade preditiva revelou-se reduzida. O estudo foi replicado em várias partes ao redor do mundo, com algumas modificações pontuais. A evidência empírica aponta que, enquanto os índices são úteis para a questão preditiva na maioria dos casos, a sua relevância quando controlados por outras variáveis é um resultado mais frágil. Do lado teórico, o advento da literatura de *news* no contexto de modelos dinâmicos de equilíbrio geral estocástico (DSGE) a partir da metade dos anos 2000 permitiu que se procurasse explorar os mecanismos de transmissão entre índices de confiança e o lado real da economia, ao permitir aos agentes a antecipação de condições econômicas futuras, esteja ela correta ou equivocada.

O período de recessão econômica pelo qual passa a economia brasileira trouxe à tona o debate sobre o vínculo entre recuperação econômica e a retomada da confiança. Apesar da relativa convicção que se possui sobre estas duas questões, não há um conjunto grande o suficiente de estudos acadêmicos aplicados ao país sobre os canais de transmissão que operam entre atividade econômica e confiança/expectativas dos consumidores. Posto isso, o

objetivo desta dissertação é, primordialmente, utilizar os resultados empíricos de trabalhos anteriores aplicados ao Brasil e aliá-los à teoria de *news*, de modo a responder as seguintes perguntas: (i) os índices de expectativas brasileiros possuem de fato alguma relação com o lado real da economia? e (ii) se sim, o quanto está relacionado aos fundamentos econômicos futuros e o quanto se deve a distúrbios de curto prazo, isto é, aos *animal spirits*?

Seguindo a metodologia de Barsky e Sims (2012), verifica-se por meio de um vetor autorregressivo (VAR) que inovações nos principais índices de expectativas brasileiros possuem efeitos reais nos níveis de consumo e produto, lentamente crescentes no tempo e altamente duradouros, fornecendo uma resposta positiva à primeira pergunta. Posteriormente, à luz de um modelo DSGE dotado de um problema de extração de sinal, no qual agentes não observam perfeitamente alguma variável de estado (no caso, o crescimento da tecnologia) e procuram inferi-la a partir do que conseguem observar, verifica-se que uma fração relevante dos movimentos nos índices de expectativas em frequências maiores ou iguais a um semestre se deve a *animal spirits* e choques exógenos específicos aos índices. No entanto, com o passar do tempo a maior parte de suas dinâmicas será determinada pela antecipação que agentes fazem sobre condições tecnológicas futuras. Isto responde à segunda pergunta. Vale ressaltar que a modelagem empregada no exercício supõe que a confiança e as expectativas não causam, por si só, variações nos níveis de consumo e de PIB. O que ocorre, na verdade, é que um grau razoável de informações sobre as percepções das condições tecnológicas futuras - estas sim que afetarão consumo e produto - estão contidas nos índices, tornando-o um indicador

antecedente do que ocorrerá alguns períodos à frente², mas não uma fonte de causalidade.

O objetivo secundário do presente estudo é ampliar no contexto brasileiro, ainda que não sob a forma de um *review* completo, a discussão sobre *news shocks*. A modelagem adotada no trabalho é apenas uma das inúmeras possíveis para se analisar o tema, porém não é do conhecimento do autor nenhuma outra aplicação semelhante aos dados brasileiros. Procura-se, portanto, abrir um canal para que mais estudos possibilitem a formação de um conjunto de “fatos estilizados” sobre a formação de expectativas no Brasil e sua relação com os ciclos econômicos.

O estudo está organizado da seguinte maneira: a seção 2 discute os principais estudos empíricos utilizando índices de expectativas e de confiança ao redor do mundo, além do Brasil. A seção 3 realiza um estudo detalhado de dois dos principais índices de expectativas do Brasil, o Índice de Expectativas do Consumidor (IEC), divulgado pela Fecomercio-SP e o Índice Nacional de Expectativas do Consumidor (INEC), divulgado pela Confederação Nacional da Indústria (CNI). A seção 4 segue com a discussão da literatura de *news shocks*, a antecipação de condições econômicas futuras por parte dos agentes. A ideia é relacionar a teoria desta seção com os dados dos anteriores. Por sua vez, a seção 5 descreve a estrutura do modelo dinâmico de equilíbrio geral estocástico (DSGE) utilizado para estudar o comportamento da economia brasileira e dos índices de expectativas. A seção 6 descreve a metodologia utilizada para a estimação dos parâmetros estruturais e como resolver modelos

² A partir de dois trimestres para o consumo e um ano para o produto, aproximadamente.

de expectativas racionais com informação imperfeita, além de sumarizar e discutir os resultados encontrados. Por fim, a seção 7 conclui.

2 Índices de Confiança/Expectativas

“[...] Ilan disse que, após seis trimestres consecutivos de retração da atividade econômica, na margem a economia dá sinais de estabilização e cresce a ‘esperança de recuperação à frente’. Ilan frisou ainda que também houve uma interrupção da queda do investimento. ‘A retomada do crescimento depende da confiança’, comentou.”

(Valor Econômico, 2016)

Índices de confiança são indicadores que procuram captar o “sentimento” dos agentes econômicos em relação às condições correntes e futuras da economia. Quando um índice tenta isolar o componente futuro desses sentimentos, temos o chamado índice de *expectativas*. Em geral, um questionário com perguntas referentes a temas como emprego, renda pessoal, cenário geral da economia e intenções de compra é entregue a uma amostra de respondentes. Tais respostas são depois sumarizadas em um número. Especificidades de cada pergunta, métodos de seleção para a amostra e ponderação das respostas para transformá-las em um índice são próprios a cada instituto de pesquisa e variam. A ideia geral, no entanto, é sempre a mesma: capturar o sentimento dos indivíduos. Por mais que um único número seja incapaz de representar algo tão complexo, isto de nenhuma maneira quer dizer que índices sejam inúteis na tentativa de aproximar um estado geral dos sentimentos.

A intuição por trás do índice de confiança do consumidor, por exemplo, é que uma relativa segurança de que a economia caminha bem e assim continuará (logo, um patamar elevado do índice) levará a um aumento do consumo presente e futuro, incentivando o fluxo da atividade econômica e

possivelmente elevando renda e emprego. No caso dos índices de confiança empresarial pode-se pensar que, caso estejam em um patamar elevado, haverá um aumento dos investimentos realizados. Note a sugestão deste raciocínio que, do mesmo modo, uma queda de confiança pode levar uma economia à estagnação ou recessão, sem que de fato tenha havido uma alteração nos fundamentos econômicos correntes.

Precisamente por esse potencial benéfico (ou destrutivo), tais índices são comumente acompanhados pelo mercado e pela mídia, em especial durante tempos de crise. Como mostra a frase acima do presidente do Banco Central, Ilan Goldfajn, há uma certa convicção de que as expectativas dos agentes têm papel fundamental nas flutuações econômicas. Ilan não está sozinho ao argumentar de tal maneira: Blanchard (1993), por exemplo, cogita que o pessimismo dos consumidores americanos pode ter sido um fator relevante para explicar a recessão americana no início dos anos 90. Entender a dinâmica dos índices de expectativas parece ser, portanto, uma peça relevante de modo a compreendermos melhor *booms* e *busts* econômicos.

A partir dos anos 90 - talvez por causa da recessão americana e da hipótese levantada por Blanchard -, a academia passou a estudar mais profundamente a questão da confiança e das expectativas. Podemos atribuir os trabalhos seminais a Fuhrer (1993) e Carroll, Fuhrer e Wilcox (1994). Em seu artigo, Fuhrer (1993) apresenta as “teorias populares” do papel desses índices na economia, das quais três teorias são aqui destacadas: (1) que movimentos independentes no sentimentos dos agentes podem causar flutuações econômicas, (2) que os sentimentos são bons preditores dessas

flutuações e (3) que os índices fornecem informações acerca das expectativas dos agentes, mesmo controlando por outras variáveis econômicas. Em outras palavras, a primeira teoria diz que “choques” na confiança do consumidor por si só alteram a trajetória da economia. A segunda diz respeito apenas à previsão e não se preocupa muito com causalidade. A terceira, por fim, conjectura que índices de confiança são mais do que meras agregações de informações contidas em outras variáveis econômicas, as quais por vezes demoram mais tempo para serem divulgadas (PIB, por exemplo). De modo a avaliar empiricamente essas questões, Carroll, Fuhrer e Wilcox (1994) estimam a seguinte regressão:

$$\Delta \ln(C_t) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^4 \beta_i S_{t-i} + \gamma Z_{t-1} + \epsilon_t \quad (2.1)$$

Em que $\Delta \ln(C)$ se refere à variação do consumo das famílias em log, Z é um conjunto de variáveis de controle (no caso, 4 defasagens do crescimento da renda do trabalho e 4 defasagens da variável dependente) e S representa o índice de confiança da Universidade de Michigan (ICS). A estratégia é primeiro estimar a regressão sem as variáveis de confiança e depois incluí-las na estimação, avaliando então o $\bar{R}^2$ incremental. Esta seria, portanto, uma medida de quanto a inclusão dos índices elevaria a capacidade de *previsão* do consumo à frente. Note que não se está falando de causalidade, mas apenas de capacidade preditiva. Os autores encontram que a inclusão da confiança defasada eleva em cerca de 3% a previsibilidade do consumo agregado, variando entre 1% a 7% nas quebras do consumo em seus componentes. Esse resultado sugere que, pelo menos para os EUA, as

expectativas dos consumidores possuem algum tipo de ligação com a atividade econômica futura, mas estão longe de ser seu principal determinante. Ainda, mesmo utilizando controles sobre a renda dos agentes, a confiança possui um poder adicional de explicação, indicando que as teorias (2) e (3) parecem fazer sentido. Por fim, utilizam um modelo com consumidores *rule-of-thumb* para verificar se índices de confiança possuem impacto (aqui falando de causalidade) no consumo apenas através da renda. Concluem que há outros canais pelos quais o impacto é disseminado, sugerindo também a validade da teoria (1). No entanto, o modelo utilizado não fornece informações adicionais sobre que canais poderiam ser estes.

Deriva-se destes resultados a imediata rejeição da hipótese de renda permanente¹. Como observam Carroll, Fuhrer e Wilcox (1994), caso esta fosse válida, somente uma relação contemporânea entre consumo e sentimento seria aceitável. Relações de precedência temporal, portanto, não deveriam ser encontradas.

2.1 Evidências ao redor do mundo

Tratemos dos estudos realizados ao redor do mundo desde então. Três pontos devem ser aqui reforçados. Primeiramente, a literatura tem utilizado nas análises tanto índices de confiança quanto de expectativas, às vezes comparando os dois. Segundo, a maioria dos estudos está focada na questão da *previsibilidade* do consumo futuro por meio destes índices. Uma análise de

¹ No sentido da hipótese do consumo futuro ser imprevisível dadas as informações correntes, nos moldes do trabalho de Hall (1978).

modelagem estrutural é sugerida ao final dos anos 90 por Bram e Ludvigson (1998). Contudo, levá-la adiante de maneira satisfatória só seria possível com o desenvolvimento da literatura sobre *news* (vide seção 4), a partir dos resultados encontrados por Cochrane (1994) e da modelagem de Beaudry e Portier (2004).

Resumidamente, os resultados ao redor do mundo não nos fornecem evidências inequívocas acerca da relevância de índices de confiança e de expectativas: enquanto alguns autores encontram resultados fortes e robustos sobre o impacto desses índices na economia real, outros não encontram indícios suficientemente significantes.

Para analisar o caso da Suécia, Berg e Bergstrom (1996) utilizam uma abordagem muito similar à de Carroll, Fuhrer e Wilcox (1994). Seus resultados indicam que o indicador de expectativas quanto à situação financeira pessoal para os próximos 12 meses possui um poder explanatório do consumo muito maior do que o encontrado no estudo americano, mesmo quando analisado junto a outras variáveis econômicas. O $\bar{R}^2$ incremental em um modelo teórico um pouco diferente do estimado pelos autores americanos chega até a 15% nas estimações. Goh (2003) também segue a metodologia de Carroll, Fuhrer e Wilcox (1994), aplicando-a ao caso neozelandês. O autor acrescenta algumas variáveis ao grupo de controle como defasagens das taxas de juros e de preços de ações, justificando o procedimento baseado no racional de que estas poderiam também conter informações sobre condições econômicas futuras. Suas estimações sugerem que os índices de confiança possuem capacidade preditiva para o consumo, mas que a adição dos controles praticamente a

anula. Tal evidência vai contra a ideia de que os índices possuam informações adicionais sobre o sentimento dos consumidores, isto é, que não estejam contidas em outras variáveis econômicas. Easaw e Heravi (2004) voltam-se para o Reino Unido. Também focados na questão da previsibilidade do consumo futuro, os autores seguem as linhas de Carroll, Fuhrer e Wilcox (1994), porém enriquecem a análise ao realizar testes de previsão fora da amostra com e sem índices tanto de condições correntes quanto de expectativas. Ambos aparentam melhorar a capacidade preditiva para bens duráveis, porém apenas o índice geral - composto de uma média tanto de condições correntes quanto de expectativas - é relevante para explicar o restante do consumo agregado. Kwan e Cotsomitis (2006), por outro lado, revelam que no caso do Canadá as questões relativas às expectativas dos consumidores possuem o maior $\bar{R}^2$ incremental na previsão de consumo agregado.

2.2 Estudos aplicados ao Brasil

No Brasil, ao que tudo indica, a literatura se voltou para o tema só mais recentemente, com o trabalho de Bentes (2006). O autor utiliza o índice de confiança do consumidor da Fecomercio-SP (ICC) e estende a análise das teorias de Fuhrer (1993) para o contexto de vetores autorregressivos (VAR). Interessante notar que as estimativas corroboram a evidência internacional no sentido de que a confiança explica significativamente a dinâmica do consumo de bens duráveis e semi-duráveis, mas não de bens não-duráveis. O ICC tam-

bém é significativo para explicar o consumo agregado². Quando consideradas outras variáveis econômicas, no entanto - particularmente se incluído crédito ao consumidor -, o ICC perde a maior parte de sua capacidade preditiva, indicando que o índice não é fonte de informações além daquelas já contidas em outras variáveis. Graminho (2015) utiliza os indicadores de (i) expectativas do consumidor, de (ii) avaliação das condições correntes e de (iii) confiança (que leva em conta os dois anteriores), calculados pela Fundação Getúlio Vargas (ICC-FGV). Faz, ainda, uso de indicadores similares para a indústria (ICI-FGV). Mesmo quando controlados por variáveis macroeconômicas³, todos os indicadores referentes ao consumidor são relevantes na previsibilidade do consumo subsequente, assim como os indicadores referentes ao empresariado são significativos com relação à produção industrial futura. A autora realiza um exercício adicional ao decompor os índices em duas parcelas: uma idiossincrática e não observável associada aos *animal spirits* dos indivíduos e outra relacionada aos fundamentos econômicos. Desta forma, dá um passo à frente no sentido de procurar explicar os resultados, verificando se o aumento na capacidade de previsão do consumo e da produção industrial ocorre por meio de informações acerca de outras variáveis relevantes contidas nos índices ou devido às flutuações autônomas nas crenças dos agentes econômicos. A estimação destes componentes revela que *animal spirits* parecem ter influência

² O autor procura utilizar dados de consumo para São Paulo. Na ausência de uma série de consumo, opta por utilizar uma série de faturamento varejista como *proxy*. Ainda, cabe ressaltar que o ICC em questão é construído levando em conta tanto expectativas quanto as condições correntes.

³ A saber, para os índices referentes ao consumidor: (i) rendimentos reais do trabalhador, (ii) desemprego, (iii) produção industrial, (iv) variação da SELIC e (v) Ibovespa. No caso daqueles voltados para a confiança da indústria, utilizam-se (i) variação da SELIC e (ii) câmbio.

imediat⁴ no consumo e com uma defasagem de aproximadamente seis meses na produção industrial.

Por sua vez, Simões et al. (2016) se valem das metodologias VAR e VEC com o intuito de analisar o poder preditivo do Índice Nacional de Expectativas do Consumidor (INEC). Os resultados sugerem que o INEC não Granger-causa o consumo, refutando a primeira teoria de Fuhrer (1993). No entanto, a análise das funções impulso-resposta do sistema indicam que, apesar do INEC não ter efeito no consumo no curtíssimo prazo (um trimestre), há um efeito positivo e gradualmente crescente nos trimestres subsequentes, estabilizando em um dado patamar *permanente*. Adicionalmente, a decomposição da variância dos erros de previsão do consumo revela que o INEC é superior ao PIB como seu determinante, ainda que as magnitudes sejam bem pequenas. Note que os instrumentos utilizados no artigo identificam os impactos permanentes do INEC no consumo, mas não são capazes de explicá-los, o que será objeto de discussão na seção 4, referente à literatura de *news shocks*. Por ora, prossigamos com uma inspeção do comportamento das séries brasileiras de expectativas do consumidor, de modo a avaliar que tipo de informações eles podem conter, se é que as contêm.

⁴ O p-valor encontrado para um efeito já no primeiro trimestre é de 0.09, tornando a rejeição ou não desta influência um tanto dependente do ponto de vista. Para dois trimestres ou mais não há esse tipo de ambiguidade.

3 O que os índices brasileiros nos contam?

3.1 IEC e INEC

Primeiramente, tracemos um panorama sobre os índices de expectativas de nosso país. Em seguida, vejamos *que tipo de informação* os índices nos dão a respeito do estado futuro da economia. Repare que, se o objetivo é analisar como as expectativas dos agentes afetam a economia no *futuro*, então é teoricamente mais adequado analisar índices de *expectativas* do que índices de confiança propriamente ditos. Trabalharemos com o Índice de Expectativas do Consumidor (IEC, Fecomercio-SP) e o Índice Nacional de Expectativas do Consumidor (INEC, CNI), ambos indicadores de expectativas do consumidor, ainda que haja duas perguntas (de um total de 6) sobre a situação corrente no INEC. Nota-se a relevância das séries por serem parte daquelas utilizadas pelo COPOM em meio à condução da política monetária. A série do IEC se inicia em 1994 e possui respondentes apenas em São Paulo¹, enquanto a série do INEC envolve respondentes ao redor do país inteiro, mas tem início apenas em 2001. Vale ressaltar que a frequência desta série foi alterada em 2010 de trimestral para mensal. Uma terceira série relevante seria a da Fundação Getúlio Vargas, porém esta tem início apenas em 2005.

A metodologia do IEC se baseia no Índice de Expectativas do Consumidor da Universidade de Michigan. As perguntas que compõem o índice englobam a situação financeira pessoal do respondente um ano à frente e a

¹ No entanto, algumas perguntas são feitas explicitamente com relação ao Brasil, e não a São Paulo. Como se observará na Figura 1, os resultados indicam que tanto o IEC quanto o INEC retornam informações muito parecidas.

situação econômica do Brasil em geral tanto um quanto cinco anos à frente. É um indicador cujo valor varia entre 0 e 200, sendo 100 o valor neutro. Nesse tipo de índice, emprega-se para cada pergunta a fórmula $100 + (\% \text{respostas favoráveis} - \% \text{respostas desfavoráveis})$, sendo oferecidas aos respondentes alternativas do tipo “positiva”, “negativa” ou “neutra”. Assim, um valor acima de 100 indica que há mais respostas otimistas do que pessimistas, enquanto um valor abaixo de 100 indica o contrário. Em seguida calcula-se uma média dos índices obtidos para cada pergunta, média esta que representará o valor do índice agregado.

O INEC, por outro lado, abrange expectativas relativas majoritariamente aos próximos seis meses, via questões que abordam os temas de inflação, desemprego, renda pessoal e compras de bens de alto valor. É um índice de base fixa, com a média de 2001 definida como valor-base 100. Aqui cada pergunta tem cinco opções de resposta, abrangendo um espectro da mais pessimista à mais otimista. Um peso é atribuído a cada resposta, computando-se a média ponderada destas para a obtenção do índice de cada pergunta² e, posteriormente, a média destes para a obtenção do INEC propriamente dito.

A Figura 1 mostra as séries temporais de ambos os indicadores. Analisemos a série do IEC, que é mais longa e de frequência mensal: nota-se uma certa euforia após o Plano Real, seguida por um momento de calmaria e então uma alta volatilidade nos períodos do choque cambial de 1999 e pré-eleição de

² Um pouco mais formalmente, temos que o índice base-fixa para a pergunta i no instante t é dado por $IBF_i^t = \frac{IP_i^t}{IP_i^{2001}} \times 100$, onde $IP_i^t = \sum_{j=1}^5 (f_{ij} E_j)$ e, por sua vez, f_{ij} representa a frequência relativa da resposta j à pergunta i e E_j o seu peso. A metodologia está publicamente disponível no *site* da CNI.

Lula. Na realidade, este é o período em que o indicador atinge seu nível mais sombrio. A estabilização do início do governo juntamente com as condições favoráveis tanto interna quanto externamente possibilitaram vários anos de otimismo, quebrados apenas ao redor dos escândalos do mensalão (2005) e da crise financeira de 2008. Nenhum desses eventos, no entanto, desencadeou um processo de pessimismo generalizado. Pelo contrário. Ao sair relativamente sólido dos primeiros dois anos após a crise, o otimismo com o Brasil só aumentou, inclusive no exterior: lembremos da famosa capa da *The Economist* com o Cristo Redentor levantando voo. Tais histórias parecem ser bem capturadas pela dinâmica do IEC. Ressalta-se também a queda brusca do indicador a partir do primeiro trimestre de 2013, após os primeiros indícios de que a política da Nova Matriz Econômica resultaria em desequilíbrio fiscal e um quadro inflacionário. A série trimestral³ do INEC não é capaz de capturar tão detalhadamente os episódios centrais da nossa história, mas consegue captar as grandes tendências.

Figura 1 – Séries temporais do IEC e do INEC

Fonte: Elaboração própria.

³ Para as observações recentes, que são mensais, foi calculada a média do trimestre.

3.2 VAR Motivacional

Vimos que as histórias contadas pelos índices são relativamente consistentes. O próximo passo é estudar quanta informação eles podem nos dar sobre o futuro de variáveis relevantes na economia, mais especificamente sobre produto e consumo reais. Desta forma, podemos avaliar se existe algum tipo de história a ser explorada no que tange a relação entre índices de expectativas do consumidor e consumo/produto. Esse estudo será realizado via vetores autorregressivos, seguindo os passos de Barsky e Sims (2012). No caso, dois VARs serão estimados: o primeiro inclui as séries do IEC, do consumo e do produto brasileiros em um VAR com quatro *lags* e constante. O segundo apenas troca o IEC pelo INEC. As séries de consumo e produto são trimestrais (com início em 1996) e retiradas do Sistema de Contas Nacionais Trimestrais - Referência 2010 do IBGE. A estimação do VAR é realizada em nível⁴ e resulta em um sistema estável que gera resíduos branco, seja utilizando o IEC ou o INEC. Temos, portanto, sistemas bem especificados. Ademais, as amostras compreendem o período 1996T1-2016T4 para o VAR com o IEC e o período 2001T1-2016T4 para o caso do INEC.

As funções impulso-resposta (FIRs) ortogonalizadas resultantes de uma inovação⁵ de um desvio-padrão no índice de expectativas estão representadas

⁴ As séries de consumo e produto estão em valores reais a preços de 1995 (dessazonalizados) e entram no VAR em logs, assim como o índice de expectativa. Mesmo que sejam séries não estacionárias, o intuito deste exercício será apenas a análise das funções impulso-resposta e decomposição da variância. Como mostram Sims, Stock e Watson (1990), a estimação de um VAR em nível é consistente mesmo na presença de não-estacionariedade das variáveis, tornando desnecessários procedimentos padrão como a aplicação de primeira-diferença ou imposição de relações de cointegração.

⁵ O termo *inovação* será utilizado daqui em diante como tradução livre do termo em inglês *innovation*, que se refere aos choques em um sistema autorregressivo como (S)VARs.

na Figura 2⁶. As linhas vermelhas representam a estimativa pontual das FIRs, enquanto as linhas pretas representam os intervalos de confiança calculados utilizando a metodologia de *bootstrap-after-bootstrap* proposta por Kilian (1998). Este método procura corrigir o viés do estimador de função impulso-resposta presente em pequenas amostras. As linhas pretas sólidas traduzem o 17º e 83º percentil das FIRs, enquanto as linhas pretas tracejadas nos mostram o 10º e 90º percentil.

A Figura 2 nos permite observar que há uma alta persistência do impacto das inovações dos índices de expectativas em si mesmos. Ainda que as respostas retornem eventualmente a zero, é cabível questionar a estacionariedade dos indicadores. No caso do IEC uma inspeção visual da série já nos indica que um possível responsável por isso são diferenças de médias ao longo dos anos. Com efeito, *dummies* para o período pós-eleição de Lula e para a euforia pós-crise de 2008 estacionarizam a série⁷ porém, se incluídas dentro do VAR, não produzem grandes alterações nos formatos das FIRs⁸. Note ainda que o indicador é limitado entre 0 e 200, não podendo por

O termo “choque”, por sua vez, será utilizado para se referir a choques estruturais advindos de um modelo dinâmico de equilíbrio geral. Tal nomenclatura é comum na literatura, mas nem sempre diferenciada explicitamente, como discutido em Ramey (2016).

⁶ A única inovação de interesse nesta análise é a das expectativas. Como as funções impulso-resposta generalizadas (FIRGs) são idênticas às apresentadas via Cholesky caso o índice seja a primeira variável do VAR, os resultados não são, neste caso específico, sensíveis ao tipo de FIR utilizada.

⁷ No sentido de raiz unitária, segundo os testes ADF e Ng-Perron.

⁸ No entanto, reduzem o patamar das respostas. Quatro motivos levam à não-adoção das *dummies* para o restante do trabalho: (i) não é necessário que a série seja estacionária no VAR, (ii) incluí-las no VAR mais geral utilizado na estimação do modelo teórico (ainda a ser visto) levará a um sistema instável, (iii) o raciocínio das *dummies* não é válido para o INEC e (iv) séries mais longas ao redor do mundo indicam uma alta persistência nesses tipos de índice, mas não indicam necessariamente não-estacionariedade.

Figura 2 – FIRs das variáveis do VAR trivariado utilizando IEC ou INEC como a primeira variável na ordenação

Fonte: Elaboração própria.

construção ter uma dinâmica explosiva, seja via raiz unitária ou tendência linear. O caso do INEC já não é tão claro, até pelo tamanho mais reduzido da série e sua frequência menor. De fato, a hipótese nula de existência de raiz unitária não é rejeitada pelos testes tradicionais. Entretanto, ao observarmos outras séries consideravelmente mais longas ao redor do mundo, as evidências

apontam que índices de expectativas apresentam por vezes um alto grau de persistência, mas rejeitam a não-estacionariedade. Em outras palavras, séries mais longas dão a impressão que o processo de ajuste das expectativas é lento, mas que no final das contas existe um patamar “neutro” de confiança. A Figura 3 mostra duas séries em que este é o caso: a primeira série é o índice de expectativas do consumidor americano, calculado mensalmente pela Universidade de Michigan, enquanto a segunda representa o índice de expectativas do consumidor japonês, divulgado mensalmente - no início, trimestralmente - pelo Cabinet Office. Testes de raiz unitária⁹ rejeitam a hipótese nula em ambos os casos.

Figura 3 – Séries dos índices de expectativas nos Estados Unidos (início em 1978) e no Japão (início em 1982)

Fonte: Elaboração própria.

Observa-se também na Figura 2 que as inovações no índice de expectativas possuem impacto inicialmente desprezível tanto na série de produto quanto de consumo, mas tornam-se relevantes no longo prazo. Dado o horizonte de cinco anos das FIRs representadas, é razoável interpretar o impacto

⁹ Ng-Perron.

como permanente. Isto corrobora os resultados encontrados por Simões et al. (2016), apresentados na seção 2. Ainda, assemelham-se muito aos encontrados por Barsky e Sims (2012) para a economia americana, apontando que mecanismos de transmissão parecidos operam tanto nos EUA quanto no Brasil. Lembrando a sugestão de Bram e Ludvigson (1998) para procurarmos explicações estruturais acerca dos resultados, é válido perguntar: *e que mecanismos seriam esses?*

Bem, um forte suspeito na teoria econômica para explicar os resultados é a produtividade, comumente modelada como fonte de crescimento em modelos macroeconômicos. O que os dados sugerem com as respostas gradualmente crescentes e permanentes de consumo e produto às inovações dos índices é que agentes antecipam uma elevação da produtividade em momentos de euforia, ainda que cometam erros esporádicos. Esse tipo de projeção é justamente o objeto de interesse da literatura de *news shocks*, cujo advento a partir da segunda metade dos anos 2000 permite aliarmos os trabalhos empíricos sobre expectativas/confiança com modelos estruturais. Como observam Barsky e Sims (2012, p. 1344): *“The fact that confidence innovations have implications for consumption and income many periods ahead suggest that there is at least some truth to the news view of confidence”*.

Voltemos a atenção para a Figura 4. Nela estão representadas as decomposições das variâncias dos erros de previsão do IEC, do consumo e do produto. Do lado esquerdo temos a percentagem da contribuição de cada variável nas referidas variâncias. Do lado direito temos o mesmo tipo de informação, porém apresentada de uma maneira mais visual: aproveitando o

Figura 4 – Decomposição da variância do IEC, do consumo (C) e do produto (Y)

Fonte: Elaboração própria.

fato de que a soma das contribuições individuais sempre somará 1, é possível representar a relevância de cada variável em um gráfico de áreas. Quanto maior a área atribuída a uma variável, mais importante ela será na determinação da variância dos erros de previsão. Da primeira linha podemos inferir que erros de previsão no IEC são majoritariamente oriundos da dinâmica do próprio

índice. Em outras palavras, consumo e produto não são os *drivers* cruciais do índices. A segunda e terceira linhas confirmam que o IEC não é, segundo os dados, um mero agregado de informações contidas no consumo ou no produto passado: analisando o formato das curvas podemos concluir, assim como no caso das FIRs, que o IEC torna-se relevante, de maneira gradual, nas flutuações de produto e consumo. Resultados qualitativamente similares surgem para o INEC, como visto na Figura 5.

O formato das FIRs é notadamente muito similar utilizando IEC ou INEC, indicando certo grau de robustez da evidência empírica acerca dos impactos dos índices de expectativas brasileiros no produto e no consumo agregado. Adicionalmente, a ordenação das variáveis no sistema autorregressivo não compromete os resultados. Caso coloquemos o IEC ou o INEC como as últimas variáveis dos respectivos VARs, continuaremos com o mesmo formato (e patamares parecidos) das FIRs. As decomposições das variâncias dos erros de previsão do consumo agregado e do PIB também não sofrerão alterações comprometedoras e, embora o papel dos índices de confiança seja reduzido, ambos os índices ainda explicarão pelo menos um quarto da variação dos erros de previsão seja do consumo, seja do PIB. Por outro lado, a ordenação alternativa revela que o consumo agregado possui alguma relevância na determinação do INEC¹⁰, o que não ocorre com o IEC. Isto nos diz, de certa forma, que as flutuações do IEC são “mais exógenas” do que as do INEC, pelo menos quando levamos consumo e produto em consideração. Todos esses resultados estão no Apêndice A.

¹⁰ Esse fato também está em linha com o trabalho de Simões et al. (2016).

Figura 5 – Decomposição da variância do INEC, do consumo (C) e do produto (Y).

Fonte: Elaboração própria.

Em resumo, os fatos encontrados e relatados fortalecem a hipótese de que os indicadores de expectativas possuem informações relevantes sobre a dinâmica futura do consumo agregado e do PIB. Posto isso, o passo natural é tentar explicar, do ponto de vista *econômico*, tais relações estatísticas. Ao que tudo indica os ingredientes da história envolverão *news* acerca da

produtividade. Vejamos agora como modelar tais *news* e o porquê de a mera estimação de um VAR estrutural nesse contexto não ser - em geral - satisfatória, tornando necessária a construção de um modelo teórico (DSGE) capaz de replicar as principais características dos dados¹¹.

¹¹ Nota-se que a construção de um modelo DSGE tornará necessária a estimação de parâmetros relacionados ao lado nominal da economia, motivo pelo qual o VAR motivacional aqui apresentado será depois aumentado com duas variáveis: inflação e taxa real de juros *ex-ante*. Antecipando, não haverá nenhuma alteração crucial nas FIRs de consumo e produto.

4 News Shocks

“We have left at least one important topic for future research: the issue of what theoretical model might account for the spending-confidence correlations we have found [...] our results suggest that consumer confidence can help predict consumption, and that consumer attitudes may also act as a catalyst for economic fluctuations.”

(BRAM; LUDVIGSON, 1998)

O conjunto de estudos empíricos acima referidos e a investigação das séries de expectativas brasileiras aponta a existência de algum tipo de relação significativa entre indicadores de confiança/expectativas e consumo ao redor do mundo, incluindo o Brasil. No entanto, pouca diversidade teórica esteve presente até então: praticamente todos os trabalhos supracitados concentram-se no par de artigos de Fuhrer (1993) e Carroll, Fuhrer e Wilcox (1994). Construir a ponte entre uma teoria mais robusta e os dados requer um entendimento mais completo sobre a literatura de *news shocks*. Em poucas palavras, o que esta literatura procura é incorporar e analisar via modelos de equilíbrio geral como - e se - a antecipação de choques estruturais acarreta flutuações econômicas. A nomenclatura *news* vem justamente do fato de tal antecipação poder ser fruto, por exemplo, de anúncios governamentais, da mídia ou de outras fontes de informações privadas. Vale ressaltar que, apesar de *news* representarem choques no conjunto informacional dos agentes, nada impede que estas informações se revelem equivocadas no futuro, isto é, que indivíduos sejam passíveis de erro.

A ideia de que flutuações econômicas possam ter origem em expectati-

vas infundadas dos agentes econômicos não é das mais novas. Pigou (1927) já ressaltava que a dificuldade dos indivíduos em projetar a evolução futura da economia pode levar a ondas de otimismo que culminarão em períodos de recessão caso se mostrem equivocadas *ex-post*. De fato, o mundo real parece ser favorável a esse tipo de raciocínio: tome, por exemplo, a crise dos ativos japoneses nos anos 80, a crise “*.com*” dos anos 2000 e até mesmo a crise imobiliária/financeira de 2008, a qual, por mais complexa que tenha sido, teve grande contribuição dos erros de previsão dos agentes.

Até meados dos anos 90 o instrumental para expandir a literatura era relativamente escasso ou pouco difundido. Entretanto, os desenvolvimentos nos campos da econometria de séries temporais (VARs) e da macroeconomia (RBC) possibilitaram levar as análises adiante. Cochrane (1994) realiza um extenso estudo quantitativo via vetores autorregressivos acerca de quão relevantes seriam diferentes choques no sentido de explicarem as flutuações das variáveis econômicas reais. O autor considera choques de política monetária, crédito, tecnologia e consumo. Conclui que uma grande fração (50%-70%) da variância do produto americano se deve a choques de consumo, mas encontra dificuldade em encontrar um candidato óbvio para choque exógeno no consumo. Assim, cogita a possibilidade de que choques *não observáveis* estejam em jogo: mais precisamente, aqueles referentes às informações que indivíduos possam ter, mas econometristas não. Ainda que informações pertencentes a cada agente possuam impacto desprezível no PIB de um país, a agregação destas pode ter outro resultado. Nas palavras do próprio Cochrane (1994, p. 350):

Ask a consumer about next year's GDP and he will answer "I don't know." But he may know that his factory is closing, and hence he is consuming less. This idiosyncratic shock is correlated with future GDP. Summing over consumers, aggregate consumption can reveal information about the future aggregate activity, although neither consumers in the economy nor economists who study it can name what the crucial pieces of information are.

Essencialmente, temos um primeiro indício empírico de que *news shocks* possuem impactos na economia real. No entanto, ainda pouco se consegue extrair sobre a natureza destes choques informacionais. Junto com Cochrane (1994), outro trabalho empírico seminal nesta literatura é o de Beaudry e Portier (2006). Em seu estudo, utilizam vetores de correção de erros (VECs) com preços de ações e produtividade total dos fatores (TFP) para os EUA, valendo-se de restrições de curto e longo prazo - similar à decomposição de Blanchard e Quah (1989) - aos modelos. Os resultados indicam que choques nos preços das ações têm impacto permanente no crescimento da TFP, sendo praticamente idênticos aos efeitos de choques permanentes da própria TFP em si mesma, levando à conclusão de que ambos representam essencialmente o mesmo choque. A interpretação decorrente é que o crescimento da TFP aparenta ser largamente antecipado pelos agentes, fomentando pelo menos para o caso da produtividade as hipóteses levantadas por Pigou (1927) e Cochrane (1994).

Quase contemporaneamente, Beaudry e Portier (2004) procuram modelar *news shocks* no campo teórico ao permitirem em um modelo RBC

padrão que agentes recebam no instante t informações - sinais - sobre o nível da tecnologia no instante $t + n$. Estes sinais possuem uma probabilidade q de estarem corretos e $1 - q$ do contrário. As expectativas dos agentes relativas a evolução das variáveis econômicas serão, portanto, dependentes dos sinais recebidos e do quão confiáveis eles são.¹ Nota-se que este tipo de estrutura é capaz de gerar *booms* e *busts* em modelos RBC sem que haja de fato nenhuma variação nos fundamentos da economia, tornando a abordagem um ponto de inflexão em como se tratam expectativas e seus efeitos na macroeconomia: alguns anos mais tarde, autores como Christiano et al. (2010), Kobayashi e Nutahara (2010), Milani e Treadwell (2012) e Schmitt-Grohé e Uribe (2012) adotariam uma estrutura similar, porém com uma ligeira diferença. Nela, agentes também recebem *news* acerca do que ocorrerá n períodos à frente, mas assumem que o sinal é perfeito ($q = 1$) e sujeito à revisão.² A intuição desse tipo de abordagem pode ser vista como uma tentativa de isolar efeitos de *news* e o que ocorre no exato momento em que agentes descobrem que erraram (ou não), sem grandes preocupações com a qualidade do sinal, que até então não vinha sendo satisfatoriamente modelada.

¹ Repare que a suposição de expectativas racionais não é violada. A existência de ondas de otimismo ou pessimismo advém do fato de agentes possuírem informação imperfeita, o que eles levarão em conta na tomada de decisões.

² Em Schmitt-Grohé e Uribe (2012), por exemplo, o choque exógeno z_t segue $\ln(\frac{z_t}{z}) = \rho_z \ln(\frac{z_{t-1}}{z}) + \epsilon_{z,t}$, onde $\epsilon_{z,t} = \epsilon_{z,t}^0 + \epsilon_{z,t-4}^4 + \epsilon_{z,t-8}^8$ e $\epsilon_{z,t}^j \sim N(0, \sigma_z^j)$, $j = 0, 4, 8$. Em palavras, agentes recebem um sinal perfeito em $t - 8$, mas podem revisá-lo 4 trimestres à frente. O choque $\epsilon_{z,t}^0$ representa o choque surpresa tradicional.

4.1 *Expectation-Driven cycles*

Por ser uma literatura relativamente recente - tendo surgido apenas nos últimos dez anos, com força somente a partir de 2010 - há uma variedade de caminhos pelos quais a literatura tem se desenvolvido, acumulando alguns resultados interessantes. Vejamos nesta seção alguns destes principais resultados referentes aos ciclos econômicos no contexto de *news shocks*.

No já referido artigo de Beaudry e Portier (2004), os autores notam que em modelos neoclássicos tradicionais (RBC), alterações nas expectativas dos agentes quanto ao nível futuro da tecnologia não conseguem reproduzir co-movimento positivo entre consumo, investimento e horas trabalhadas, características pelas quais é definido um *boom* à la Pigou. Segundo esses modelos, boas notícias trarão um efeito-renda em que agentes elevam seu consumo, mas reduzem a oferta de trabalho. Na tentativa de manter (ou elevar) o nível de consumo, tipicamente haverá uma redução no investimento. Desta forma, o produto pode acabar sendo na realidade *reduzido* após o choque de notícias positivo. Em termos práticos, isso significa que uma euforia com o Brasil, por exemplo, causaria de imediato uma recessão no país.

Jaimovich e Rebelo (2009) verificam que mesmo com rigidez nominal e real, modelos não necessariamente são capazes de gerar os “ciclos de Pigou”. Identificam três características que tornam modelos mais suscetíveis a exibirem ciclos dessa natureza, sendo elas (i) custo de ajustamento do investimento, (ii) utilização variável do capital e (iii) um fraco efeito-renda na oferta de trabalho dos agentes. O primeiro ponto é responsável por tornar ótimo o aumento

gradual do investimento dada uma boa previsão do futuro, pois realizá-lo todo de uma vez só se torna custoso demais. O segundo ponto torna possível que consumo e investimento sejam elevados simultaneamente, dificultando o surgimento de uma recessão no impacto das *news*. O terceiro ponto dificulta a queda das horas trabalhadas e, portanto, também favorece uma expansão da atividade.³ Consequentemente, caso seja necessário construir um modelo estrutural para avaliar impactos de *news shocks* na economia, é recomendável utilizar modelos um pouco mais complexos do que o modelo neoclássico de crescimento.

Com um foco ligeiramente distinto, Christiano et al. (2010) discutem efeitos de *news shocks* na condução da política monetária por meio de um modelo novo-keynesiano com rigidez de preços e salários. Basicamente, o experimento consiste em comparar as respostas do modelo ao choque com a resposta Ramsey-eficiente, isto é, a resposta ótima⁴ no caso da inexistência de uma regra de Taylor. Os resultados encontrados pelos autores indicam que os juros reais sob Ramsey sofrem uma elevação muito mais forte do que o modelo prevê sob a atuação de um Banco Central, levando a economia a passar por um *boom* expressivo ao invés de uma pequena expansão. A principal explicação para esse mecanismo é a queda da inflação que segue após um *news shock*, a qual o BC não tem como distinguir da melhoria dos fundamentos e vê uma brecha para reduzir os juros, alimentando a bolha. Por outro lado, notam que durante episódios de bolhas há uma grande expansão nominal de crédito, que

³ Não há atualmente uma “receita de bolo” para que *news shocks* levem ao comovimento, mas como descrito, temos alguns elementos que contribuem para sua aparição.

⁴ Ótima no sentido de maximizar alguma função objetivo, por exemplo a utilidade da sociedade.

se incluído na regra de Taylor pode amenizar a condução sub-ótima da política monetária. Kobayashi e Nutahara (2010) também consideram um choque a respeito da taxa de crescimento da tecnologia, além do seu nível. Nesse caso, o modelo indica um aumento da inflação no impacto, - ao contrário do que verificam Christiano et al. (2010) - fato que não leva a uma política monetária perversa. Quando tratam do nível da tecnologia, no entanto, ambos os trabalhos apresentam redução da inflação.

4.2 O problema de extração de sinal

Mais recentemente, principalmente a partir do trabalho de Lorenzoni (2009), a questão da qualidade do sinal voltou a ser considerada. Barsky e Sims (2012) e Blanchard, L'Huillier e Lorenzoni (2013), por exemplo, utilizam o arcabouço do problema de extração de sinal e comparam os efeitos de *news* e ruído (*noise*) embutidos nos sinais recebidos, avaliando como cada um destes afeta a economia real. É neste ponto da literatura que poderemos finalmente conectar *news shocks* e índices de confiança/expectativas.

O problema de extração de sinal é usualmente modelado da seguinte maneira: agentes recebem em t um sinal s_t referente ao futuro de alguma variável não observada x_t , de forma que:

$$s_t = x_{t+1} + v_t, \quad v_t \sim N(0, \sigma^2) \quad (4.1)$$

No caso, v_t representa o ruído (branco) presente no sinal. A grande questão aqui é que indivíduos não serão capazes de separar o que é fundamento do que é ruído. Com isto em mente, o que tentarão fazer é, na verdade, produzir a

melhor estimativa possível do que de fato é o estado corrente de x_t e como esta variável se comportará no futuro. Repare que a modelagem *linear e gaussiana* do problema implica que o Filtro de Kalman é o filtro ótimo a ser utilizado nesse caso⁵. Exemplificando a formulação, x_t representa a taxa de crescimento da tecnologia para Barsky e Sims (2012) e o componente permanente da tecnologia para Blanchard, L’Huillier e Lorenzoni (2013).

Barsky e Sims (2012) observam por meio de um VAR pentavariado⁶ que inovações no índice de expectativas da Michigan Survey of Consumers levam a um crescimento *lento e gradual* de produto e consumo, além de queda na inflação e aumento de juros reais. Repare que o resultado a respeito do consumo é muito próximo do encontrado na seção 3 para o Brasil. A intuição econômica sugere que *news* estejam por trás das inovações do índice de expectativas, mas a identificação destas no contexto de VARs costuma ser problemática. Discutiremos sobre o assunto na próxima subseção. A saída é a construção de um modelo estrutural de equilíbrio geral que explicitará exatamente como variáveis endógenas e exógenas se relacionam ao longo do tempo. No entanto, como incluir um índice de confiança (a rigor, índice de expectativas) e seus impactos permanentes no consumo e no produto em um DSGE? Como modelar de fato o canal de transmissão entre o índice e as

⁵ Claro, precisaremos ainda de uma equação que especifica a lei de movimento de x_t . Os choques que afetam o movimento de x serão os *news shocks*. Nesta seção, vamos nos abster da especificação de uma lei de movimento.

⁶ As variáveis são: (i) índice de expectativas, (ii) consumo agregado, (iii) PIB, (iv) taxa de inflação e (v) juros reais. Para ser mais preciso, os autores na realidade utilizam em (i) apenas a pergunta referente às expectativas para os próximos cinco anos, a qual denominam de “E5Y”. Não obstante, verificam que o uso do índice agregado ou de outras perguntas pouco afetam a dinâmica do VAR, de modo que a escolha do E5Y se dá pela maior interpretabilidade dos resultados.

variáveis reais? O que Barsky e Sims (2012) fazem é supor que a confiança por si só *não* possui impacto na economia real, o que é próximo a rejeitar a Teoria 1 de Fuhrer (1993). Por outro lado, supõem que as inovações do índice de confiança são determinadas não só por choques aleatórios da confiança em si (ou ruídos de mensuração), mas também por *news* a respeito do crescimento futuro da tecnologia e pelo ruído v_t do sinal. A esses ruídos atribuem o nome de *animal spirits shocks*, já que representam flutuações desvinculadas dos fundamentos econômicos. Em resumo, o que ocorre é que a observação imperfeita da economia acarreta flutuações tanto nos índices de confiança/expectativas quanto nas variáveis reais, seja pelo canal dos fundamentos (*news*) ou do espírito animal. Um modelo com tal estrutura é capaz de reproduzir as funções impulso-resposta vistas no VAR pentavariado dos autores.

Os resultados de Barsky e Sims (2012) sugerem que *animal spirits shocks* possuem efeito de curta duração nas dinâmicas do consumo e do produto, explicando 5% e 1%, respectivamente, de suas variâncias em 1 trimestre e quase zero após dois anos. *News shocks*, por sua vez, explicam 11% e 2% de suas variâncias após um ano e 49% após cinco anos, apontando para efeitos que são relativamente pequenos no curto prazo, mas crescentes no longo. A estimação é feita via minimização da distância entre as impulso-resposta do VAR empírico e do VAR resultante do modelo estrutural, na linha do que fazem Christiano, Eichenbaum e Evans (2005).

Blanchard, L'Huillier e Lorenzoni (2013) também utilizam o problema de extração de sinal em um modelo DSGE, mas não utilizam índices de

confiança. Diferentemente de Barsky e Sims (2012), dividem a evolução da tecnologia em uma parte estacionária e uma não estacionária, sendo que os sinais obtidos pelos agentes se referem à parte não estacionária da tecnologia. Também encontram que *news* são responsáveis por uma parcela crescente da variância de produto e consumo ao longo do tempo, mas discordam quanto a relevância inicial do ruído. Para Blanchard, L'Huillier e Lorenzoni (2013), a parcela do ruído no momento do choque é de 50% da variância no caso do consumo e 20% no caso do produto. Beaudry e Portier (2014) comentam que a principal razão para esses resultados se deve à modelagem da estrutura de informação: em Barsky e Sims (2012) os agentes recebem um sinal mais informativo do que em Blanchard, L'Huillier e Lorenzoni (2013), portanto aprendem mais rápido a separar fundamentos de ruído.

4.3 Não-invertibilidade

Por fim, falemos agora sobre uma questão de metodologia levantada pela literatura. Como visto em Fernández-Villaverde et al. (2007) o equilíbrio de um modelo DSGE pode ser representado pela forma espaço-estado:

$$x_{t+1} = Ax_t + Bw_{t+1}$$

$$y_{t+1} = Cx_t + Dw_{t+1}$$

Em que x_t é um vetor de variáveis de estado, w_t um vetor de choques estruturais e y_t o vetor de variáveis observadas pelo econometrista. Para que seja possível derivar desse sistema de equações uma representação autorregressiva, - expressando y_{t+1} apenas em função do histórico das observáveis

e dos choques - Fernández-Villaverde et al. (2007) derivam a *Poor Man's Invertibility Condition*: se os autovalores de $A - BD^{-1}C$ forem menores do que 1 em módulo (e se a matriz D for inversível e quadrada, isto é, havendo o mesmo número de choques do que variáveis observadas), então é possível escrever as condições de equilíbrio do DSGE na forma de um VAR:

$$y_{t+1} = C \sum_{j=0}^{\infty} [A - BD^{-1}C]^j BD^{-1}y_{t-j} + Dw_{t+1}, \quad \Sigma_w = DD'$$

Caso a condição não seja satisfeita ainda teremos uma representação autorregressiva (VARMA), porém as inovações não mais representarão os choques estruturais. Neste caso as variáveis observadas não conseguem revelar totalmente o vetor de variáveis de estado, sendo necessário o uso do Filtro de Kalman para estimá-lo. A variância das inovações será dada por $\Sigma_u = DD' + C\Sigma_{\hat{x}}C'$, estritamente maior do que a variância dos choques estruturais Σ_w . Sims (2012) nota que a questão da não-invertibilidade pode ser um problema maior ou menor a depender da magnitude de $\Sigma_{\hat{x}}$, a matriz de variância-covariância dos erros de previsão do estado. Já que a “verdade” não é observada, torna-se muito difícil saber com confiança suficiente o quão longe Σ_u está de Σ_w . Como observam Sims (2012), Schmitt-Grohé e Uribe (2012) e Beaudry e Portier (2014), modelos com *news shocks* geralmente falham em satisfazer a condição de invertibilidade. Quando há a presença de sinais ruidosos, então, a questão se torna ainda mais pronunciada. Blanchard, L’Huillier e Lorenzoni (2013) demonstram que, caso o agente observe menos variáveis do que existem choques estruturais - o que é típico em problemas de extração de sinal -, então um VAR estrutural não conseguirá recuperar

o histórico exato de choques estruturais. Desta forma, as funções impulso-resposta também não serão capazes de nos dizer como as variáveis econômicas reagem a um *news shock*. Intuitivamente, o que acontece é que se agentes econômicos não conseguem distinguir a partir das variáveis observadas a parte do sinal relativa aos fundamentos, então o econometrista também não deverá ser capaz de fazê-lo.

Há, portanto, um embasamento teórico de que *news shocks* precisam de mais estrutura para serem estudados, sendo a estimação de um modelo de equilíbrio geral (DSGE) uma das saídas sugeridas por Leeper, Walker e Yang (2013). Neste tipo de modelo estarão explícitos como se dá o fluxo de informações para os agentes e os meios pelos quais choques estruturais afetarão os diferentes momentos das variáveis na economia, tornando possível o cômputo de funções impulso-resposta a *news shocks* e a identificação de parâmetros do modelo, mesmo que não seja possível recuperar o histórico preciso dos choques. Schmitt-Grohé e Uribe (2012) e Blanchard, L’Huillier e Lorenzoni (2013) providenciam exemplos analíticos em modelos de pequena escala sobre como é possível identificar os parâmetros a partir dos momentos das variáveis. Intuitivamente, para que sejam identificados com sucesso, é necessário que os diferentes choques afetem de maneiras distintas as variáveis econômicas. No caso de Barsky e Sims (2012), por exemplo, *news shocks* afetam diretamente a taxa de crescimento da tecnologia, possuindo efeitos de longo prazo sobre produto e consumo, enquanto *animal spirits*, por não serem baseados em fundamentos econômicos, não alteram a dinâmica da produtividade e possuem efeito reversível e de menor duração no produto e

no consumo. Os choques surpresa de tecnologia, assim como os *news shocks*, terão impacto permanente na tecnologia. No entanto, este será transferido de uma vez só em uma mudança repentina de nível. Já no caso dos *news shocks*, a mudança é *gradual*.

5 Modelo

Nesta seção será apresentado, seguindo Barsky e Sims (2012), o modelo teórico capaz de replicar as funções impulso-resposta empíricas vistas na seção 3. Façamos primeiro um breve resumo do modelo.

A economia é composta por cinco grandes agentes: (i) consumidores, (ii) firma de bem final, (iii) firmas de bens intermediários, (iv) firmas produtoras de bens de capital e (v) governo. Os consumidores são homogêneos entre si, tornando possível a agregação de suas decisões em um único consumidor representativo. O consumidor oferta seu trabalho e capital para o setor de produção. Este setor é composto por três subsetores: a produção de bens intermediários, de bem final e de bens de capital. No início do período o consumidor aluga seu capital e vende seu trabalho para as firmas produtoras de bens intermediários, que operam em regime de concorrência monopolística, modelado via produção de bens diferenciados para cada firma. Cada um destes bens é utilizado na produção de um único bem final Y_t , vendido em regime de concorrência perfeita. Após a produção o capital é devolvido às famílias, que o empresta às firmas produtoras de bens de capital. Estas, por sua vez, utilizarão capital e bem final (sob a forma de investimento) para a produção de mais capital, a ser utilizado no próximo período. Por fim, o governo cobra impostos *lump-sum* das famílias e consome uma fração do bem final. É também o detentor do controle da política monetária, conduzida por meio de uma regra de Taylor. A Figura 6 sumariza todas as relações, já utilizando a notação a ser adotada:

Figura 6 – Lógica interna do modelo

Fonte: Elaboração própria.

Quanto às fricções reais e nominais, há a presença de (i) formação de hábitos no consumo, (ii) custos de ajustamento do capital e (iii) rigidez nominal a la Calvo (1983). A formação de hábitos é utilizada para gerar respostas *hump-shaped* e suaves do consumo às perturbações do modelo sem exigir um elevado grau de aversão ao risco¹. Os custos de ajustamento são incluídos de forma a possibilitar variações no q de Tobin e, assim, respostas *hump-shaped* e suaves do investimento. A intuição é que grandes investimentos são muito mais custosos que pequenos ajustes, sendo então ótimo ajustar o montante investido gradualmente. Ainda que não haja um compilado de

¹ O chamado *equity premium puzzle*.

evidências empíricas acerca das flutuações da economia brasileira, tais fricções são geralmente relevantes ao redor do mundo. A estimação do modelo dirá se o mesmo vale para o Brasil. A rigidez nominal é utilizada de modo a tornar relevante - em termos reais - a atuação da política monetária.

Questões relativas à estrutura informacional são deixadas, por conveniência, para o final da exposição do modelo. Por fim, vale notar que o modelo será não-estacionário devido a um passeio aleatório da tecnologia. Esta suposição será necessária para que tenhamos impactos *permanentes* de choques, como vimos ser o caso na evidência empírica. O modelo é apresentado em nível (não-estacionário) de modo facilitar a exposição. O Apêndice B expõe como estacionarizar o modelo em maiores detalhes, passo necessário para resolvê-lo.

5.1 Famílias

O agente representativo das famílias procurará maximizar seu fluxo esperado de utilidade respeitando, a cada período, sua restrição orçamentária. Este indivíduo escolherá, para cada instante de tempo t , seu consumo C_t , a quantidade de horas trabalhadas N_t e poupança na forma de títulos públicos B_t ou capital K_t . Formalmente, seu problema é dado por:

$$\max_{C_t, N_t, B_t, K_t} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t E_0 \left[\ln(C_t - \kappa C_{t-1}) - \frac{N_t^{1+\frac{1}{\eta}}}{1 + \frac{1}{\eta}} \right] \quad s.a.$$

$$C_t + B_t = W_t N_t - T_t + R_{t-1} B_{t-1} + \Pi_t^p + R_t^r K_{t-1} - Q_t [K_t - (1 - \delta) K_{t-1}]$$

Acima, W_t representa o salário real recebido por hora trabalhada, T_t é o imposto *lump-sum* pago ao governo, R_t é a taxa bruta real de juros que remunera títulos de um período, Π_t^p são os lucros remetidos pelas firmas de bens intermediários, das quais as famílias são proprietárias, R_t^r é a taxa bruta de aluguel do capital para produção de bens intermediários, Q_t é o preço relativo do capital em relação ao numerário (bem final) e K_t é o estoque de capital. Em suma, o agente só pode gastar aquilo que possui e a transferência de renda entre um período e outro é feita via títulos ou capital. O parâmetro β traduz a taxa de desconto intertemporal das utilidades futuras, enquanto κ representa o grau de formação de hábito no comportamento do consumidor. O parâmetro η resume a elasticidade Frisch da oferta de trabalho. Esta medida se refere à sensibilidade da oferta de trabalho dadas variações no salário real, porém mantendo o nível de consumo constante, razão pela qual também é denominada como elasticidade de curto-prazo da oferta de trabalho. Quanto maior o valor assumido para este parâmetro, mais volatilidade nas horas trabalhadas será gerada.

Escolhendo C_t , N_t , B_t e K_t , as condições de primeira ordem serão, respectivamente:

$$\Lambda_t = \frac{1}{C_t - \kappa C_{t-1}} - E_t \left[\frac{\beta \kappa}{C_{t+1} - \kappa C_t} \right] \quad (5.1)$$

$$N_t^{\frac{1}{\eta}} = \Lambda_t W_t \quad (5.2)$$

$$\Lambda_t = \beta E_t [\Lambda_{t+1} R_t] \quad (5.3)$$

$$\Lambda_t = \beta E_t \left[\frac{R_{t+1}^r + (1 - \delta) Q_{t+1}}{Q_t} \Lambda_{t+1} \right] \quad (5.4)$$

Nota-se que Λ_t é o multiplicador de Lagrange da restrição orçamentária, interpretável como a utilidade marginal do consumo.

5.2 Firma de Bem Final

A firma de bem final opera em concorrência perfeita e produz um bem homogêneo Y_t a partir dos bens intermediários diferenciados $Y_t(j)$. A função de produção é dada pelo agregador CES (Dixit-Stiglitz):

$$Y_t = \left[\int_0^1 Y_t(j)^{\frac{\xi-1}{\xi}} dj \right]^{\frac{\xi}{\xi-1}}, \quad \xi > 1$$

Em que o índice j representa a firma j em um contínuo de firmas intermediárias no intervalo $[0, 1]$. O parâmetro ξ governa a substituição entre os insumos para a produção do bem final. No caso extremo em que ξ tende a zero, a função de produção tenderá ao caso de complementares perfeitos, enquanto $\xi = 1$ resulta em uma função de produção Cobb-Douglas. Se ξ tender a infinito, a substituição será tamanha que a produção terá um caráter de substitutos perfeitos.

O problema de minimização de custos da firma de bem final nos dá a curva de demanda por cada bem intermediário abaixo, em que P_t é o índice agregado de seus preços:

$$Y_t(j) = Y_t \left[\frac{P_t(j)}{P_t} \right]^{-\xi}, \quad P_t = \left[\int_0^1 P_t(j)^{1-\xi} dj \right]^{\frac{1}{1-\xi}}$$

5.3 Firms de Bens Intermediários

Há um contínuo de firmas indexadas por $j \in [0, 1]$ operando em concorrência monopolística. Estas firmas utilizam trabalho e capital para a produção de bens específicos que serão posteriormente utilizados como insumos na produção do bem final Y_t . A função de produção da firma j é dada por:

$$Y_t(j) = A_t K_t(j)^\alpha N_t(j)^{1-\alpha}$$

A_t representa o estado corrente da tecnologia de produção: note que para um dado nível de insumos $N_t(j)$ e $K_t(j)$, um valor maior de A_t permitirá uma produção mais elevada. É nesse sentido de eficiência que a variável captura a essência da tecnologia. Veja também que ela afeta todas as firmas igualmente, razão pela qual não está indexada em j . Dada a modelagem de concorrência imperfeita, o problema de minimização de custos de cada firma j via escolha de $N_t(j)$ e $K_t(j)$ inclui a curva de demanda derivada anteriormente. Logo, podemos escrevê-lo como:

$$\min_{N_t(j), K_t(j)} W_t P_t N_t(j) + R_t^r P_t K_t(j) \quad s.a. \quad A_t K_t^\alpha(j) N_t^{1-\alpha}(j) \geq Y_t \left(\frac{P_t(j)}{P_t} \right)^{-\xi}$$

As condições de primeira ordem serão:

$$W_t = MC_t(j)(1 - \alpha)A_t K_t(j)^\alpha N_t(j)^{-\alpha} \quad (5.5)$$

$$R_t^r = MC_t(j)\alpha A_t K_t(j)^{\alpha-1} N_t(j)^{1-\alpha} \quad (5.6)$$

Aqui, $MC_t(j)$ se refere ao custo marginal real de produção da firma j . Nota-se também que $MC_t(j) = \frac{\mu_t(j)}{P_t}$, em que $\mu_t(j)$ é o multiplicador de Lagrange da restrição.

Definamos $TC_t(j)$ como o custo real total de produção da firma j . As firmas enfrentam rigidez de preços à la Calvo (1983), de modo que a todo período possuem uma probabilidade θ de não poderem reajustar seus preços e $1 - \theta$ do contrário. No caso de não reajuste a firma mantém os preços cobrados no período anterior, implicando uma duração média dos preços de $\frac{1}{1-\theta}$ períodos (trimestres, no caso). A formulação de Calvo (1983) possibilita uma alta flexibilidade de modelagem, já que $\theta \rightarrow 0$ nos leva ao caso de preços flexíveis e $\theta \rightarrow 1$ nos leva à rigidez nominal total. O preço ótimo escolhido pelo conjunto de firmas que podem reajustá-lo maximiza o fluxo de lucros reais descontados futuros esperados. Sabemos que o lucro real da firma j no instante t será dado por:

$$\Pi_t^p(j) = \frac{P_t(j)}{P_t} Y_t(j) - TC_t(j)$$

Utilizando o fator estocástico de desconto $\beta^k \frac{\Lambda_{t+k}}{\Lambda_t}$, $k = 0, 1, 2, \dots$, firmas descontarão os lucros futuros dada a probabilidade θ^k do preço permanecer inajustado por k períodos. Para facilitar as contas, utilizemos o fato do custo total ser função da quantidade produzida: $TC_t(j) = TC_t(Y_t(j))$. Portanto, o problema de cada firma de bens intermediários (que possa reajustar seus preços) será maximizar o fluxo futuro esperado de lucros reais levando em consideração a curva de demanda pelos seus bens:

$$\max_{P_t^*(j), Y_{t+k}(j)} E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\theta\beta)^k \left\{ \frac{\Lambda_{t+k}}{\Lambda_t} \left[\frac{P_t^*(j) Y_{t+k}(j)}{P_{t+k}} - TC_{t+k}(Y_{t+k}(j)) \right] \right\} \quad s.a.$$

$$Y_{t+k}(j) = Y_{t+k} \left(\frac{P_t^*(j)}{P_{t+k}} \right)^{-\xi}$$

Substituindo a restrição no próprio problema, ficamos com a expressão mais amigável:

$$\max_{P_t^*(j)} E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\theta\beta)^k \left\{ \frac{\Lambda_{t+k}}{\Lambda_t} \left[Y_{t+k} \left(\frac{P_t^*(j)}{P_{t+k}} \right)^{1-\xi} - TC_{t+k} \left(Y_{t+k} \left(\frac{P_t^*(j)}{P_{t+k}} \right)^{-\xi} \right) \right] \right\}$$

Defina $(1 + \tilde{\mu}) = \frac{\xi}{\xi-1}$, por conveniência. Em equilíbrio, este será o *mark-up* bruto das empresas. A condição de primeira ordem será:

$$E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\theta\beta)^k \left\{ \frac{\Lambda_{t+k}}{\Lambda_t} Y_{t+k}(j) \left[\frac{P_t^*(j) - (1 + \tilde{\mu}) MC_{t+k} P_{t+k}}{P_{t+k}} \right] \right\} = 0 \quad (5.7)$$

Das Equações (5.5) e (5.6) podemos verificar que o custo marginal de cada empresa dependerá da relação capital-trabalho utilizada por cada uma delas. Porém, como cada firma é tomadora de preços nos mercados de trabalho e capital, então todas tomarão a mesma decisão quanto à relação capital-trabalho em sua produção. Por conseguinte, o custo marginal será igual para todas as firmas e $MC_t(j) = MC_t, \forall j$. Substituindo o termo $Y_{t+k}(j)$ da Equação (5.7) também é possível concluir que todas as firmas que podem reajustar preços irão escolher o mesmo preço P_t^* .

5.4 Produtores de Capital

Os produtores de capital operam em concorrência perfeita distribuídos em um contínuo $\nu \in [0, 1]$. Após a utilização do capital por parte das firmas intermediárias e a produção do bem final, os produtores de bens de capital alugam o capital das famílias e compram o bem final - na forma de investimento

- para produzir capital a ser usado um período à frente segundo:

$$Y_t^k(\nu) = \phi \left(\frac{I_t(\nu)}{K_t(\nu)} \right) K_t(\nu)$$

Onde $\phi(.)$ crescente e côncava implica que produtores de bens de capital enfrentam custos de ajustamento do capital. Sendo R_t^k a taxa bruta do aluguel do capital que os produtores de bem de capital pagam às famílias, temos posto o problema de maximização de lucros da firma ν :

$$\max_{I_t(\nu), K_t(\nu)} Q_t \phi \left(\frac{I_t(\nu)}{K_t(\nu)} \right) K_t(\nu) - I_t(\nu) - R_t^k K_t(\nu)$$

cujas condições de ótimo serão:

$$Q_t \phi' \left(\frac{I_t(v)}{K_t(v)} \right) = 1 \quad (5.8)$$

$$Q_t \left[\phi \left(\frac{I_t(v)}{K_t(v)} \right) - \phi' \left(\frac{I_t(v)}{K_t(v)} \right) \frac{I_t(v)}{K_t(v)} \right] = R_t^k \quad (5.9)$$

Das equações acima podemos verificar que a relação investimento/capital será a mesma para todas as firmas produtoras de capital, em equilíbrio. Observe que a adição de custos de ajustamento do capital (ou do investimento, em outras formulações de modelos) é útil para a geração de FIRs *hump-shaped* frente a choques tecnológicos, pois o Q de Tobin não será sempre igual a um e ajustes no investimento e no estoque de capital se darão de forma gradual.

5.5 Governo

Do lado fiscal desta economia, o governo financia seus gastos com consumo e juros via impostos lump-sum e emissão de dívida. Esta restrição

orçamentária do governo é dada por:

$$G_t + R_{t-1}B_{t-1} = T_t + B_t$$

O *share* do consumo governamental no produto total segue um AR(1) no logaritmo dado por:

$$g_t^{sh} = (1 - \rho_g)g^{sh*} + \rho_g g_{t-1}^{sh} + \epsilon_t^{gsh} \quad (5.10)$$

Do lado monetário, o governo - ou um Banco Central - fixa a taxa de juros nominal de acordo com a seguinte regra de Taylor:

$$R_t^n = (R_{t-1}^n)^{\rho_r} (\Pi_t)^{(1-\rho_r)\phi_\pi} \left(\frac{Y_t}{Y_{t-1}} \frac{1}{\Gamma^{\frac{1}{1-\alpha}}} \right)^{(1-\rho_r)\phi_y} e^{\epsilon_t^{rn}} \quad (5.11)$$

Onde Π_t representa a taxa bruta de inflação do período t , dada por $\Pi_t = \frac{P_t}{P_{t-1}}$. Esta especificação da regra de Taylor permite que as decisões do governo/BC não dependam do hiato do produto (não observável no mundo real) e procura introduzir persistência na taxa de juros por meio do componente de suavização ρ_r . O termo $\Gamma^{\frac{1}{1-\alpha}}$ representa a taxa de crescimento determinística do produto e aparece na regra pois o governo se preocupa com excesso ou falta de crescimento em relação à tendência não-estocástica. Os parâmetros ϕ_π e ϕ_y quantificarão como a autoridade monetária pondera a relevância da inflação e do produto na determinação da taxa de juros. É notório que nenhum Banco Central utiliza no mundo real meramente uma regra de Taylor para a definição da taxa de juros, porém estas conseguem, em geral, sumarizar de maneira satisfatória as linhas gerais do comportamento de Bancos Centrais. Por fim, um choque monetário confere caráter estocástico à dinâmica dos juros nominais.

5.6 Processos Exógenos e Estrutura de Informação

O logaritmo da tecnologia segue um passeio aleatório com *drift*. Este *drift* representa sua taxa de crescimento, que, por sua vez, segue um AR(1). Tais suposições tornarão o modelo não-estacionário e, portanto, sem um estado estacionário. Teremos, porém, o seu equivalente teórico dado por uma trajetória de crescimento determinística, isto é, aquela seguida pela economia na ausência de perturbações estocásticas. Esta característica do modelo será essencial para tentar emular os impactos permanentes no consumo e no produto de choques nos índices de expectativas.

Utilizando a problemática da extração de sinal, supõe-se que agentes recebam um sinal s_t parcialmente informativo sobre a taxa de crescimento futura da tecnologia ga_t , a qual é considerada não observável. Sendo $a_t = \ln(A_t)$, a temos:

$$a_t = a_{t-1} + ga_{t-1} + \epsilon_t^a \quad (5.12)$$

$$ga_t = (1 - \rho_{ga})ga^* + \rho_{ga}ga_{t-1} + \epsilon_t^{ga} \quad (5.13)$$

$$s_t = ga_t + \epsilon_t^s \quad (5.14)$$

Acima, ρ_{ga} governa a persistência de choques no crescimento da tecnologia. Os três choques ϵ_t^a , ϵ_t^s e ϵ_t^{ga} assumem distribuições normais com média zero e desvios-padrão σ_{ϵ_a} , σ_{ϵ_s} e $\sigma_{\epsilon_{ga}}$, respectivamente. Observe que o termo ϵ_t^s introduz uma perturbação sem fundamentação econômica no sinal recebido pelos agentes, razão pela qual será denominado de *animal spirits shock*, seguindo a interpretação de Barsky e Sims (2012). Observe, no entanto, que

esse choque também é chamado de *noise shock* pela literatura. O choque ϵ_t^{ga} dá informações sobre ga_t , que afetará a tecnologia a partir de $t + 1$, além do sinal recebido pelo agente em t (vide Equações (5.12) e (5.14)). Sendo assim, este pode ser interpretado no sentido de um *news shock*: o agente recebe informações antecipadas do que ocorrerá com a tecnologia.

Além do sinal, agentes conseguem observar o nível da tecnologia em cada período. Dada a modelagem linear e gaussiana do problema, os agentes farão suas estimativas ótimas da variável de estado não observável ga_t utilizando o Filtro de Kalman. A formulação e a derivação destas projeções no modelo estacionarizado - que é o que nos interessará, afinal - está presente no Apêndice B. Desta forma, a hipótese de informação perfeita dos agentes é relaxada, introduzindo, como discutido em Hürtgen (2014), um mecanismo de aprendizado passivo.

O índice de expectativas não possui por si só efeito causal sobre outras variáveis do modelo. Entretanto, suas inovações serão afetadas pelas percepções dos agentes quanto ao futuro. São estas mesmas percepções que também afetarão o comportamento de produto e consumo, de modo que inovações no índice terão impacto semelhante aos gráficos vistos na seção 3. Daqui sai a ideia de que o índice de expectativas propriamente dito não afeta variáveis reais (análogo à rejeição da Teoria 1 de Fuhrer (1993)²), mas

² A hipótese da validade da Teoria 1 não é de fato testada. O que ocorre é a suposição de que as flutuações autônomas são, na verdade, fruto de ruídos no sinal recebido sobre as condições tecnológicas futuras. Assim, não seria sustentável uma ação de *policy* no sentido de fomentar a atividade econômica simplesmente via índices de expectativas. Quaisquer ações que não estejam ligadas a melhorias tecnológicas terão impacto temporário, pois estarão associadas aos *animal spirits* e não fundamentos. Quanto maior a frequência de tais ações, mais os agentes passarão a desconfiar do sinal

pode conter informações relevantes sobre a evolução delas, além daquelas já presentes nas séries de consumo e de produto. Então, supondo que o índice de expectativas siga um AR(1) no log, temos:

$$IE_t = (1 - \rho_{IE})IE^* + \rho_{IE}IE_{t-1} + u_t \quad (5.15)$$

$$u_t = \zeta_1(a_t - a_{t-1} - ga_{t-1|t-1}) + \zeta_2(ga_{t|t} - \rho_a ga_{t-1|t-1} - (1 - \rho_{ga})ga^*) + \zeta_3\epsilon_t^{IE} \quad (5.16)$$

Onde o termo $ga_{t-1|t-1}$ é a previsão dos agentes sobre ga_{t-1} feita mediante o conjunto informacional em $t - 1$. Repare que o termo u_t permite que a percepção de *animal spirits shocks*, *news shocks*, choques surpresa na tecnologia e choques específicos aos índices sejam relevantes na determinação da confiança (ruído “puro”). Novamente, é importante notar que esta modelagem nos diz não que a flutuação da confiança u_t terá impactos reais *per se*, mas que u_t possui informações acerca da tecnologia, esta sim contendo reflexos no lado real da economia. Desta forma, a percepção de que a tecnologia crescerá no futuro terá impacto no sinal hoje, logo em u_t hoje. Ademais, essa percepção também impactará, por exemplo, as decisões de consumo hoje.

5.7 Agregação e Equilíbrio

A quantidade de trabalho agregada é dada por $N_t = \int_0^1 N_t(j)dj$. O capital, por sua vez, é pré-determinado no agregado por ser escolhido um período antes: $K_{t-1} = \int_0^1 K_t(j)dj^3$. Igualando oferta e demanda de bens

e, assim, cada vez menos eficaz será a *policy*.

³ A notação reflete o fato do capital ser pré-determinado no agregado, mas não a nível individual das firmas.

intermediários temos:

$$\int_0^1 A_t K_t^\alpha(j) N_t^{1-\alpha}(j) dj = \int_0^1 Y_t \left(\frac{P_t(j)}{P_t} \right)^{1-\xi} dj$$

Já vimos que a razão capital/trabalho utilizada por cada firma é igual. Usando esse resultado para simplificar a integral do lado esquerdo da equação acima:

$$A_t \left(\frac{K_{t-1}}{N_t} \right)^\alpha \int_0^1 N_t(j) dj = Y_t \int_0^1 \left(\frac{P_t(j)}{P_t} \right)^{1-\xi} dj$$

Ao redor da trajetória de crescimento determinística com inflação zero, podemos chegar em:

$$Y_t = A_t K_{t-1}^\alpha N_t^{1-\alpha} \quad (5.17)$$

Vejamos agora como derivar a restrição de recursos da economia. Agregando os lucros nominais das firmas:

$$P_t \Pi_t^p = \int_0^1 [P_t(j) Y_t(j) - W_t P_t N_t(j) - R_t^r P_t K_t(j)] dj$$

Utilizando a expressão da demanda por $Y_t(j)$ e resolvendo as integrais:

$$P_t \Pi_t^p = Y_t \int_0^1 P_t(j) \left(\frac{P_t(j)}{P_t} \right)^{-\xi} dj - W_t P_t N_t - R_t^r P_t K_{t-1}$$

Com a definição do nível geral de preços conseguimos reduzir a expressão para:

$$\Pi_t^p = Y_t - W_t N_t - R_t^r K_{t-1}$$

Substituindo na restrição orçamentária do consumidor Π_t^p pela equação acima e T_t pela restrição orçamentária do governo, ficamos com:

$$C_t = -G_t + Y_t - Q_t[K_t - (1 - \delta)K_{t-1}]$$

Das condições de ótimo dos produtores de capital é possível verificar que ao redor da trajetória de crescimento determinística temos $R_t^k \approx 0^4$, de modo que $I_t = Q_t \phi\left(\frac{I_t}{K_{t-1}}\right) K_{t-1}$. A lei de movimento do capital nos dita que o capital do próximo período é a soma do capital produzido no período corrente com o capital não depreciado também do período corrente, isto é:

$$K_t = \phi\left(\frac{I_t}{K_{t-1}}\right) K_{t-1} + (1 - \delta)K_{t-1} \quad (5.18)$$

Assim, pelo menos ao redor do crescimento determinístico:

$$Y_t = C_t + G_t + I_t \quad (5.19)$$

A relação de Fisher e a definição de *share* do governo são dadas por:

$$R_t^n = R_t E_t[\Pi_{t+1}] \quad (5.20)$$

$$G_t^{sh} = \frac{G_t}{Y_t} \quad (5.21)$$

Por fim, das definições de nível geral de preços e de inflação:

$$\Pi_t = \left[\theta + (1 - \theta) \left(\frac{P_t^*}{P_{t-1}} \right)^{1-\xi} \right]^{\frac{1}{1-\xi}} \quad (5.22)$$

Finalmente temos as equações necessárias, porém ainda em sua forma não estacionária. Utilizando as derivações do Apêndice B, conseguimos montar o sistema final de 20 equações e 20 incógnitas⁵ em que todas as variáveis estão escritas como desvios em log da trajetória de crescimento determinística:

⁴ Antecipando, note que a razão $\frac{I}{K}$ será estacionária, apesar de individualmente I_t e K_t possuírem tendência estocástica. Usando a suposição de forma funcional tal que $\phi\left(\frac{I}{K}\right) = \frac{I}{K} = \frac{\hat{I}}{\hat{K}} \Gamma^{\frac{1}{1-\alpha}}$ e $\phi'\left(\frac{I}{K}\right) = 1$, além das duas equações de ótimo, temos o resultado.

⁵ $[\hat{\Lambda}_t, \hat{C}_t, \hat{N}_t, \hat{W}_t, \hat{R}_t, \hat{M}C_t, \hat{A}_t, \hat{K}_t, \hat{Q}_t, \hat{I}_t, \hat{Y}_t, \hat{G}_t, \hat{R}_t^n, \hat{\Pi}_t, \hat{G}_t^{sh}, \hat{P}_t, \hat{g}a_t, \hat{s}_t, \hat{g}a_{t|t}, \hat{I}E_t]$. As 20 equações correspondem às Equações (B.1)-(B.20) do Apêndice B.

$$\tilde{\Lambda}_t = \left\{ \frac{\kappa \Gamma^{\frac{1}{1-\alpha}} \tilde{C}_{t-1} - (\Gamma^{\frac{2}{1-\alpha}} + \beta \kappa^2) \tilde{C}_t + \beta \kappa \Gamma^{\frac{1}{1-\alpha}} E_t[\tilde{C}_{t+1}]}{(\Gamma^{\frac{1}{1-\alpha}} - \kappa)(\Gamma^{\frac{1}{1-\alpha}} - \beta \kappa)} \right\} \quad (5.23)$$

$$\frac{1}{\eta} \tilde{N}_t = \tilde{\Lambda}_t + \tilde{W}_t \quad (5.24)$$

$$\tilde{\Lambda}_t = E_t[\tilde{\Lambda}_{t+1}] + \tilde{R}_t \quad (5.25)$$

$$\tilde{W}_t = \tilde{M}C_t + \tilde{A}_t + \alpha \tilde{K}_{t-1} - \alpha \tilde{N}_t \quad (5.26)$$

$$\tilde{R}_t = (1 - v)E_t[\tilde{M}C_{t+1} + \tilde{Y}_{t+1} - \tilde{K}_t] + vE_t[\tilde{Q}_{t+1}] - \tilde{Q}_t \quad (5.27)$$

$$\tilde{Q}_t = \gamma(\tilde{I}_t - \tilde{K}_{t-1}) \quad (5.28)$$

$$\tilde{Y}_t = \tilde{A}_t + \alpha \tilde{K}_{t-1} + (1 - \alpha) \tilde{N}_t \quad (5.29)$$

$$\tilde{Y}_t = \frac{\hat{C}}{\hat{Y}} \tilde{C}_t + \frac{\hat{I}}{\hat{Y}} \tilde{I}_t + \frac{\hat{G}}{\hat{Y}} \tilde{G}_t \quad (5.30)$$

$$\tilde{K}_t = \delta_2 \tilde{I}_t + (1 - \delta_2) \tilde{K}_{t-1} \quad (5.31)$$

$$\tilde{R}_t^n = \rho_{rn} \tilde{R}_{t-1}^n + (1 - \rho_{rn}) \left(\phi_\pi \tilde{\Pi}_t + \phi_y \left(\tilde{Y}_t - \tilde{Y}_{t-1} \right) \right) + \epsilon_t^{rn} \quad (5.32)$$

$$\tilde{R}_t^n = \tilde{R}_t + E_t[\tilde{\Pi}_{t+1}] \quad (5.33)$$

$$\tilde{G}_t = \tilde{G}_t^{sh} + \tilde{Y}_t \quad (5.34)$$

$$\tilde{\Pi}_t = \tilde{P}_t - \tilde{P}_{t-1} \quad (5.35)$$

$$\tilde{\Pi}_t = \varphi \tilde{M}C_t + \beta E_t[\tilde{\Pi}_{t+1}] \quad (5.36)$$

$$\tilde{\hat{A}}_t = \tilde{\hat{A}}_{t-1} + \tilde{g}a_{t-1} + \epsilon_t^a \quad (5.37)$$

$$\tilde{g}a_t = \rho_{ga} \tilde{g}a_{t-1} + \epsilon_t^{ga} \quad (5.38)$$

$$\tilde{g}_t^{sh} = \rho_g \tilde{g}_{t-1}^{sh} + \epsilon_t^{gsh} \quad (5.39)$$

$$\tilde{s}_t = \tilde{g}a_t + \epsilon_t^s \quad (5.40)$$

$$\tilde{g}a_{t|t} = \Upsilon_{2,1} \tilde{\hat{A}}_{t-1} + \Upsilon_{2,2} \tilde{g}a_{t-1|t-1} + \Psi_{2,1} \tilde{\hat{A}}_t + \Psi_{2,2} \tilde{s}_t \quad (5.41)$$

$$\tilde{I}E_t = \rho_e \tilde{I}E_{t-1} + \zeta_1 (\tilde{\hat{A}}_t - \tilde{\hat{A}}_{t-1}) + \zeta_2 \tilde{g}a_{t|t} - (\zeta_1 + \rho_{ga} \zeta_2) \tilde{g}a_{t-1|t-1} + \zeta_3 \epsilon_t^{IE} \quad (5.42)$$

6 Estimação e Resultados

Os parâmetros do modelo são estimados por inferência indireta, técnica introduzida por Gourieroux, Monfort e Renault (1993) e também denominada de método dos momentos simulados estendidos (ESMM) por Smith (1993). A ideia, em poucas palavras, é focar em alguns momentos-chave implicados pelos dados e verificar qual a combinação de parâmetros do modelo teórico que melhor replica tais evidências empíricas. A grande utilidade do método é que, em situações onde os momentos são impossíveis ou muito complexos de se derivar analiticamente, o recurso da simulação pode ser utilizado por fornecer estimativas consistentes dos parâmetros do modelo. No contexto de modelos DSGE, a literatura tem utilizado FIRs geradas a partir de VARs como tais momentos (Rotemberg e Woodford (1997), Christiano, Eichenbaum e Evans (2005) e Barsky e Sims (2012)). O mesmo caminho será seguido aqui. O VAR é apenas utilizado como um instrumento para avaliar se a dinâmica das séries simuladas é satisfatoriamente parecida com sua contraparte no mundo real. No caso, estamos interessados na parametrização do modelo estrutural que seja capaz de replicar da melhor maneira possível as FIRs encontradas em uma extensão (apresentada abaixo) do VAR motivacional da seção 3. Para tanto é feita a minimização das distâncias entre as FIRs baseadas nas séries observadas e aquelas baseadas nas séries *simuladas*, sendo que a mesma forma reduzida do VAR é estimada em ambas as ocasiões¹. Os parâmetros resultantes poderão ser então utilizados para que computemos

¹ Note que as FIRs desses VARs irrestritos não representarão aquelas que seguiriam de choques estruturais como *news* ou *animal spirits shocks*.

as FIRs teóricas advindas dos choques estruturais e, assim, estudar qual a interação que ocorre entre *news*, *animal spirits*, índices de expectativas e o restante da economia real brasileira.

6.1 Momentos escolhidos e operacionalização

De modo a facilitar a identificação dos parâmetros que relacionam o lado monetário ao lado real da economia, são adicionadas ao VAR trivariado da seção 3 as séries de inflação e juros reais². Como visto na Figura 7, a história contida nesse sistema parece não diferir daquela vista anteriormente. A única diferença relevante é que o grau de reversão das respostas do consumo e do produto parece ser maior, ainda que os efeitos continuem sendo altamente duradouros (20 trimestres ou mais). A inflação parece não ter uma resposta significativamente diferente de zero durante grande parte do horizonte avaliado, fato que pode ser uma das explicações para os sinais contrários das estimativas pontuais entre os casos do IEC e do INEC em alguns períodos. Se olharmos apenas para a estimativa pontual, veremos que a resposta é ambígua nos primeiros cinco trimestres, mas em geral a inflação passa por uma queda, voltando ao nível inicial após cerca de 10 trimestres. Quanto ao juro real,

² A série de inflação representa o IPCA %QoQ anualizado, enquanto juros reais são construídos a partir da SELIC e das expectativas de inflação (3 meses à frente), disponíveis no site do BACEN. Como os dados são diários, estes foram compostos trimestralmente e depois anualizados. Utilizou-se a relação $1 + r_t = \frac{1 + r_t^n}{1 + E[\pi_{t+1}]}$ para o cálculo do juro real líquido. Depois, simplesmente somamos 1 às taxas de inflação e juros reais para deixá-las em termos brutos, dessazonalizando-as em seguida no EViews. Podemos aplicar o logaritmo às séries, o que, além de manter uma interpretação aproximadamente de pontos percentuais para as repostas, permitirá uma comparação direta com as variáveis do modelo teórico, que estão em logs das taxas brutas. Por fim, as séries compreendem o período 2000T1-2016T4 para o caso do IEC e 2001T1-2016T4 para o caso do INEC.

temos um resultado oposto ao encontrado por Barsky e Sims (2012): a resposta será ou zero ou negativa durante um longo período, mesmo que haja margem para não descartarmos uma resposta inicial positiva.

Figura 7 – FIRs do VAR pentavariado com os índices de expectativas na primeira posição do VAR

Fonte: Elaboração própria.

Utilizar-se-ão como momentos *empíricos* para a inferência indireta as cinco FIRs da Figura 7. Observe que será feita uma estimação com o

IEC e uma outra com o INEC, de modo que cada estimação levará em conta as respectivas FIRs. Adicionalmente, dois outros momentos empíricos serão considerados para efeitos de estimação: a autocorrelação e o desvio-padrão da taxa de crescimento do produto por hora trabalhada ($\Delta(Y/N)$). A ideia é, por meio destas medidas, incluir informações sobre o crescimento da produtividade. Uma autocorrelação muito baixa, por exemplo, serve como indício de que os choques surpresa são mais relevantes do que os choques de *news* que, pelo formato AR(1) pressuposto para *ga*, deverão apresentar maior grau de persistência. Para o Brasil, tais quantidades são mensuradas através da série de horas trabalhadas da Pesquisa Mensal do Emprego (PME), que compreende o período de 2002M3-2016M2, quase todo o período da amostra de dados para o VAR pentavariado. Vale notar que (i) a série é mensal, tendo sido computada a média trimestral das horas trabalhadas para transformar sua frequência em trimestral, e (ii) a PME abrange apenas algumas regiões metropolitanas, não tendo caráter verdadeiramente nacional. Esse tipo de informação está contida na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNAD Contínua), mas a série de dados seria muito curta. Em suma, utilizam-se $std(\Delta(Y/N)) = 1.28\%$ e $autocorr(\Delta(Y/N)) = 0.42$.

Do lado teórico, repare que podemos particionar o vetor de parâmetros do modelo em dois conjuntos: um contendo os parâmetros calibrados e o outro, os estimados. Começemos por aqueles que são calibrados. Os parâmetros α , δ , η e $\tilde{\mu}$ que representam, respectivamente, o *share* da renda do capital na economia, a taxa líquida de depreciação trimestral do capital, a elasticidade-Frisch da oferta de trabalho e a taxa líquida de *mark-up* embutida

no preço dos bens intermediários, seguem os valores de calibração do SAMBA (Castro et al. (2015)). Assim, $\alpha = 0.448$, $\delta = 0.015$, $\eta = 1$ e $\tilde{\mu} = 10\%$. O *share* do governo no PIB na trajetória de crescimento determinística, dado por $\hat{G}/\hat{Y}$, é calibrado para 19%, refletindo a média amostral do consumo governamental como proporção do PIB segundo os dados do Sistema de Contas Nacionais Trimestrais (SCN). Para calibrar o parâmetro Γ , algumas contas foram necessárias. Sabendo que no modelo teórico o produto real cresce a uma taxa bruta trimestral dada por $\Gamma^{\frac{1}{1-\alpha}}$, computamos a taxa de crescimento trimestral³ do PIB real dessazonalizado, segundo a amostra do SCN. Como essa taxa equivale em teoria a $\Gamma^{\frac{1}{1-\alpha}}$, ela é elevada a $1 - \alpha$ para que tenhamos o valor de Γ . Ao final do processo, temos que $\Gamma = 1.0031$. O parâmetro de autorregressividade da política fiscal é calibrado em $\rho_g = 0.745$, enquanto $\sigma_{\epsilon_{gsh}} = 2.79\%$, resultados oriundos da estimação de um AR(1) utilizando a série do *share* do governo (em log) relativo ao PIB total, exatamente como especificado no modelo teórico. Já o parâmetro de desconto intertemporal dos agentes β foi definido como 0.98 com base na taxa média de juros reais vigente durante o período da amostra. Por fim, o desvio-padrão do choque exclusivo do índice de confiança, dado por $\sigma_{\epsilon_{IE}}$, é normalizado para 1%.

Por sua vez, seja Θ o subconjunto de parâmetros estimados, tal que $\Theta = [\kappa, \phi_\pi, \phi_y, \theta, \gamma, \rho_{rn}, \rho_{ga}, \rho_{IE}, \zeta_1, \zeta_2, \zeta_3, \sigma_{\epsilon_s}, \sigma_{\epsilon_{ga}}, \sigma_{\epsilon_a}, \sigma_{\epsilon_{rn}}]$. Para cada combinação de Θ são conduzidas $H = 1000$ simulações⁴ do modelo com $h = 268$

³ Taxa bruta computada via média geométrica, levando em conta apenas o período 2000T1-2016T4, aquele no qual estimamos o VAR empírico com o IEC. Como o INEC possui apenas quatro trimestres observados a menos, ou seja, uma diferença ínfima, a estimação utilizando esse índice utilizará os mesmos valores calibrados.

⁴ Importante frisar que todas estas simulações são feitas com a mesma matriz simulada de choques $\epsilon^a, \epsilon^{ga}, \epsilon^{gsh}, \epsilon^s, \epsilon^{IE}, \epsilon^{rn}$.

observações⁵, realizando um *burn-in* das 200 primeiras. O tamanho do *burn-in* foi escolhido de maneira a reduzir efeitos de condições iniciais da simulação e reproduzir o número de observações que possuímos no mundo real. Em cada uma das H simulações o VAR pentavariado é estimado⁶, assim como as funções impulso-resposta a uma inovação de um desvio-padrão no índice de expectativas. Como proposto por Fernández-Villaverde, Rubio-Ramírez e Schorfheide (2016), computa-se ao final das simulações as médias das FIRs simuladas. Também computa-se a autocorrelação e o desvio-padrão do crescimento do produto por hora trabalhada com base nas respectivas séries simuladas.

Denotando por M e $M(\Theta)$ os vetores que empilham os momentos empíricos e os momentos simulados, respectivamente, o problema é encontrar o conjunto de parâmetros Θ^* que soluciona a seguinte expressão:

$$\min_{\Theta} F(\Theta) = (M - M(\Theta))' S^{-1} (M - M(\Theta)) \quad (6.1)$$

Onde S é uma matriz diagonal⁷ com as variâncias empíricas de cada condição de momento. Desse modo, ao ponderarmos as distâncias entre os momentos empíricos e simulados pela inversa de S , isto é, S^{-1} , momentos com maior variância - logo, menos precisos - receberão menor peso e os com menor variância, mais peso. Quanto aos momentos adicionais relativos à tecnologia, para os quais não temos essa medida amostral, são definidos valores para que a autocorrelação tenha um desvio-padrão de 0.1 e o desvio-padrão tenha seu

⁵ No caso das simulações utilizando o INEC, 264.

⁶ Para que os VARs sejam de fato comparáveis, é necessário transformar as taxas de juros e inflação do modelo, que estão em termos trimestrais, em termos anuais.

⁷ Seguindo Christiano, Eichenbaum e Evans (2005) e Barsky e Sims (2012).

próprio desvio de 0.2.

Definindo J como a jacobiana - computada numericamente - dos momentos simulados e T como o tamanho efetivo da amostra (i.e., após o *burn-in*), os parâmetros terão aproximadamente a seguinte distribuição assintótica:

$$\sqrt{T}(\Theta^* - \Theta) \rightarrow N(0, (J'S^{-1}J)^{-1}) \quad (6.2)$$

Desta forma, já temos explícitos quais os momentos que entrarão no problema de minimização de distância, a formulação deste mesmo problema, quais os valores dos parâmetros calibrados e, por fim, como calcular as bandas de significância dos parâmetros estimados. Antes de prosseguir com a estimação de fato, resta um último detalhe relativo ao processo de resolução do modelo em si, devido ao fato de termos uma formulação com informação imperfeita.

6.2 Solução de modelos com informação imperfeita

Observe que a forma linearizada do modelo composta pelas equações (5.23)-(5.42) possui tanto termos *backward* quanto *forward-looking*. Para que seja possível proceder com a simulação e, portanto, com a inferência indireta, é necessário resolver o modelo de forma a escrevê-lo apenas em função de termos conhecidos no instante t . Denotando por $\mathbf{x}_t$ o vetor de variáveis de controle, $\mathbf{s}_t$ o vetor de variáveis de estado (pré-determinadas e exógenas) e ϵ_t o vetor de choques estruturais, podemos escrever a solução de um modelo

DSGE da seguinte forma:

$$\begin{aligned}\mathbf{x}_t &= A\mathbf{s}_t \\ \mathbf{s}_t &= B\mathbf{s}_{t-1} + C\epsilon_t\end{aligned}\tag{6.3}$$

Como observa Hürtgen (2014), modelos de informação imperfeita precisam de um ajuste para serem resolvidos. Primeiramente, o modelo deve ser resolvido⁸ na sua formulação de informação *perfeita*, isto é, presumindo que todos os agentes da economia observam perfeitamente todas as variáveis de estado. Em relação ao sistema de equações que compõe o equilíbrio do modelo, isto equivale a dizermos que as variáveis s_t e $ga_{t|t}$ são redundantes, pois não há o que projetar nem sinal a se observar. Assim, as equações (5.40) e (5.41) não possuirão nenhum papel no equilíbrio. Num segundo momento, consideramos o modelo com informação imperfeita. A estrutura linearizada da solução permite aproveitar a propriedade de equivalente-certeza⁹, de maneira que os agentes tomarão suas projeções ótimas do estado $ga_{t|t}$ como a verdadeira variável de estado ga_t . Assim, esta é substituída pela sua projeção nas equações lineares de *policy* obtidas no caso de informação perfeita e, devido à propriedade de equivalente-certeza, os coeficientes encontrados no “1º estágio” são mantidos, já que a estrutura de decisão não muda: os indivíduos apenas agem considerando que suas projeções equivalem à verdadeira variável de estado, pois não podem projetá-la melhor. Em outras palavras, isso equivale a reescrever $\mathbf{x}_t = A\mathbf{s}_{t|t}$. Feito isso, choques como *animal spirits* passarão a

⁸ Os algoritmos tradicionais de solução de modelos de expectativas racionais podem ser utilizados. O método aqui utilizado é o de Anderson (2010), baseado em Anderson e Moore (1985).

⁹ Como explicitado em Baxter, Graham e Wright (2011).

ter efeitos reais via s_t e $ga_{t|t}$, o que seria impossível em uma estrutura de informação perfeita.

6.3 Resultados

A estimação foi realizada no MATLAB impondo algumas restrições ao espaço paramétrico, respeitando a não-negatividade dos parâmetros e impondo limites aos valores que estes possam assumir, excluindo, por exemplo, a existência de raízes unitárias adicionais¹⁰. A Tabela 1 resume as bandas de variação permitidas aos parâmetros:

Tabela 1 – Bandas de variação dos parâmetros

Parâmetro	κ	θ	ϕ_π	ϕ_y	γ	ρ_{rn}	ρ_{ga}	ρ_{IE}
Inferior	0	0	1	0	0	0	0	0
Superior	0.999	0.999	6	2	80	0.999	0.999	0.999
Parâmetro	ζ_1	ζ_2	ζ_3	σ_{es}	σ_{ea}	σ_{ega}	σ_{ern}	
Inferior	0	0	0	0	0	0	0	
Superior	50	50	50	10	10	10	20	

Fonte: Elaboração própria.

Os valores estimados para os parâmetros se encontram na Tabela 2. Ambos os modelos (i.e., IEC e INEC) preveem um alto grau de formação de hábito no consumo, com κ ao redor de 0.9. Esse resultado, no entanto, é de certa forma esperado dado o formato das respostas tanto do consumo quanto do produto às inovações no VAR. Tendo estas sido modeladas como combina-

¹⁰ Ainda que se dê o “benefício da dúvida”, permitindo valores bem próximos à raiz unitária.

ção linear dos choques de nível e crescimento (antecipado) da tecnologia, além de um ruído inerente ao índice de expectativas, as respostas das variáveis econômicas face a uma inovação no índice de expectativas nada mais serão do que respostas às percepções acerca da tecnologia. Visto que tanto consumo quanto produto levam vários trimestres para se alterarem significativamente, é de se imaginar que o mecanismo de ajuste do consumo seja lento, isto é, que o grau de formação de hábito seja realmente elevado: veja que, quanto maior o valor de κ no modelo, mais um consumo elevado hoje penalizará a função de utilidade do indivíduo amanhã. Assim sendo, os agentes econômicos preferirão dispersar temporalmente os ajustes no consumo, suavizando suas escolhas. Os parâmetros da política monetária indicam que, de fato, o Banco Central do Brasil persegue um mandato único de estabilidade monetária, ao contrário de um mandato dual como o do Federal Reserve Bank americano. A resposta do Banco Central com relação à inflação é relativamente dura, enquanto desvios do produto com relação ao crescimento determinístico são praticamente ignorados. A rigidez de preços revelou-se acima das estimativas usuais da literatura, indicando que preços tendem a permanecer inalterados por quase três anos (11 trimestres). Ainda assim, existem na literatura valores similares para esse parâmetro. Por exemplo, Blanchard, L'Huillier e Lorenzoni (2013) encontram um valor muito próximo ($\theta = 0.877$) para a economia americana em um modelo similar dotado de *news shocks* e problema de extração de sinal.

Ambos os modelos (IEC e INEC) sugerem que grandes variações no estoque de capital no curto prazo são de fato custosas no Brasil, visto

que os parâmetros γ estimados são positivos. A literatura tem admitido diversos valores para a medida de custo de ajustamento, não parecendo haver um consenso sobre este tipo de fricção. Por exemplo, Carvalho e Nechio (2017) calibram um modelo multi-setorial com $\gamma = 40$ para a economia americana, enquanto Souza-Sobrinho (2011) utiliza valores entre 60 e 78 para a economia brasileira e Groth (2006) sugere que valores entre 17 e 20 seriam mais admissíveis para os EUA. De qualquer maneira, grandes variações em γ terão pouco efeito nas conclusões finais sobre a decomposição da variância dos índices de expectativas, do consumo e do produto (vide Figura 14).

O parâmetro de autorregressividade do crescimento tecnológico indica que este é persistente no tempo, tornando mais acentuados os desvios da trajetória de crescimento determinística. Assim como discutido no corpo desta dissertação, não podemos rejeitar a presença de raiz unitária nos índices de expectativas, pelo menos com a amostra atual. Em conformidade com esta evidência empírica vemos que choques no índice de expectativas tendem a ter impacto permanente. O parâmetro de *smoothing* da política monetária apresenta uma discrepância entre os dois modelos estimados: enquanto o modelo IEC prevê algum grau de suavização dos juros nominais, o modelo INEC descarta a relevância desse mecanismo. De todo modo, ambos os resultados apontam para um mecanismo mais reativo do que inercial da taxa de juros nominal.

Analizando os parâmetros ζ_1 , ζ_2 e ζ_3 , que ponderam a relevância da percepção dos agentes de cada choque tecnológico e do ruído nas inovações do índice de expectativas, vemos que um grande peso é colocado sob as projeções

que agentes fazem com relação a *news shocks*. Ainda que o valor de ζ_2 varie em grande monta de um modelo para o outro, ambos sugerem a mesma história: variações aparentemente exógenas dos índices de expectativas podem ser na realidade fruto da antecipação dos agentes sobre mudanças tecnológicas futuras, algo que escaparia na simples estimação de um VAR irrestrito. Com efeito, ζ_2 não determina por si só a relevância de *news shocks* na dinâmica das variáveis reais, que pode ser mensurada pela decomposição da variância dos erros de previsão. A importância destes choques também dependerá da magnitude $\sigma_{\epsilon_{ga}}$ que os governa. A Tabela 2 nos informa que o desvio-padrão estimado dos *news shocks* é de 0.6%-0.9%, aproximadamente. Os choques surpresa de nível tecnológico apresentam desvio-padrão inferiores, enquanto *animal spirits shocks* possuem maior presença, com desvio-padrão estimado entre 1.1% e 2.1%. A autocorrelação e o desvio-padrão do crescimento do produto por trabalhador foram estimados, respectivamente, em 0.48 e 1.63% no caso do IEC e 0.50 e 1.85% no caso do INEC.

Observe das Figuras 8 e 9 que, tanto no caso do IEC quanto do INEC, a parametrização ótima do modelo é capaz de replicar, com base na estimação de um VAR sobre as séries simuladas, as principais características das funções impulso-resposta empíricas dos índices de expectativas, do consumo, do PIB e da inflação. Note, por exemplo, que em praticamente todos os períodos de tempo as respostas previstas pelo modelo estão dentro das bandas de confiança das estimativas empíricas. Por outro lado, apesar de a estimativa pontual da dinâmica dos juros reais ser satisfatória, as bandas de confiança do modelo (em verde) indicam que ainda resta uma quantidade considerável

Tabela 2 – Resultados das estimações. Desvios-padrão entre parênteses

Parâmetro	IEC	(d.p.)	INEC	(d.p.)
κ	0.943	(0.002)	0.899	(0.004)
ϕ_π	1.505	(0.049)	2.200	(0.238)
ϕ_y	0.000	(0.065)	0.002	(0.058)
θ	0.890	(0.005)	0.893	(0.009)
γ	30.47	(2.760)	79.99	(14.01)
ρ_{rn}	0.148	(0.029)	0.005	(0.106)
ρ_{ga}	0.813	(0.008)	0.697	(0.014)
ρ_{IE}	0.999	(0.001)	0.999	(0.001)
ζ_1	0.508	(0.645)	1.131	(0.502)
ζ_2	12.01	(0.797)	2.713	(0.596)
ζ_3	1.410	(0.229)	0.545	(0.251)
$100\sigma_{\epsilon_s}$	1.074	(0.091)	2.123	(0.594)
$100\sigma_{\epsilon_a}$	0.366	(0.023)	0.192	(0.061)
$100\sigma_{\epsilon_{ga}}$	0.602	(0.013)	0.905	(0.022)
$100\sigma_{\epsilon_{rn}}$	19.99	(1.094)	10.75	(1.534)

Fonte: Elaboração própria.

de incerteza sobre o comportamento desta variável.

A dinâmica dos impactos de inovações no índice de expectativas (que, como visto, foram modeladas como combinação linear dos choques estruturais) em si mesmos é bem capturada pelo modelo, tanto qualitativa como quantitativamente. Repare que a ausência de maiores suposições na modelagem teórica dos índices impede uma resposta ligeiramente *hump-shaped* como a vista nos dados do IEC, porém ausente no caso do INEC. Quanto às respostas do consumo e produto, o modelo prevê uma amplificação menor dos choques, mas é capaz de produzir respostas positivas e altamente duradouras: em um horizonte de mais de cinco anos ainda persistem os impactos reais de inovações tanto no IEC quanto no INEC. A dinâmica

da inflação é satisfatoriamente reproduzida no modelo utilizando IEC, já um pouco menos naquele que utiliza o INEC. Durante a maior parte do horizonte analisado, a inflação sofre uma queda gradual e reversível após uma inovação no índice de expectativas, porém menor do que aquela vista nos dados: o alto grau estimado de persistência dos preços, resumido pelo parâmetro de Calvo, θ , impede que haja uma grande variação nominal entre um período e outro. Este grau de persistência nos preços, no entanto, é crucial para que a resposta da inflação seja pequena no curto prazo e se ajuste aos choques mais tardiamente, como prevê o VAR empírico. Por fim, mesmo que os resultados não permitam muitas conclusões sobre a dinâmica dos juros reais, vale ressaltar que pelo menos o comportamento da estimativa pontual está dentro das bandas de confiança empíricas, replicando a queda dos juros reais seguida de uma gradual reversão. O principal parâmetro responsável pela larga incerteza do modelo é o desvio-padrão do choque de política monetária $\sigma_{\epsilon_{rn}}$, que traz consigo uma imensa variação inicial das repostas do juro real no VAR ao alterar violentamente o juro nominal, sem uma resposta tão imediata da inflação.

As FIRs analisadas na Figura 9 são aquelas advindas da estimação do VAR pentavariado sobre as séries simuladas. Volte-mo-nos agora para as FIRs *teóricas*, isto é, as respostas das variáveis aos choques estruturais propriamente ditos. Devido à grande quantidade de gráficos, as FIRs teóricas detalhadas estão representadas nas Figuras 18-29 do Apêndice D. Todavia, algumas FIRs mais relevantes são apresentadas nesta seção por meio das Figuras 10 e 11. Todos os eixos Y dos gráficos estão em termos percentuais. Um valor de x no eixo Y, portanto, representa uma alteração de $x\%$ na variável com relação à

Figura 8 – FIRs empíricas e do modelo

Nota: As estimativas pontuais do modelo estão representadas pela cor azul. Fonte: Elaboração própria.

trajetória de crescimento determinística. Vale ressaltar, novamente, que tanto inflação quanto juros são representados por taxas brutas.

Em primeiro lugar, vale comparar as respostas das variáveis econômicas após um *news* e um *animal spirits shock*. O primeiro, lembremos, é um choque antecipado na taxa de crescimento tecnológico, enquanto o segundo não

Figura 9 – FIRs empíricas e do modelo

Nota: Em azul estão as estimativas pontuais do modelo, enquanto as bandas de confiança (10% e 90%) estão representadas pelas linhas verdes. Fonte: Elaboração própria.

possui fundamentos econômicos e se deve apenas às flutuações exógenas das percepções dos agentes. Em termos práticos, podemos interpretar estas últimas como boatos amplamente disseminados na mídia e no mercado ou mesmo um conjunto de especulações privadas, cuja magnitude agregada não é desprezível. Como esperado pela intuição econômica, *news shocks* apresentam

impacto muito maior - e permanente - em variáveis como consumo, produto e investimento. Observe da Figura 10¹¹ que tanto o sinal s quanto o crescimento da tecnologia ga decaem segundo o parâmetro autorregressivo estimado ρ_{ga} , após uma elevação inicial. Interessante é analisar a resposta de $ga_{t|t}$, a taxa de crescimento tecnológica *percebida pelos agentes*. Repare que num momento inicial os indivíduos da economia apresentam certo ceticismo sobre a natureza do choque ocorrido, de acordo com a Equação (5.41), colocando um pouco de peso tanto na possibilidade de *animal spirits* como na de um choque tecnológico de nível. No entanto, conforme o desenrolar das outras variáveis, como o aumento tecnológico gradual (e não de uma vez como seria no caso de um choque σ_{ϵ_a}), agentes ajustam rapidamente suas crenças acerca do sinal recebido. Após esse período inicial de ajuste, $ga_{t|t}$ decresce gradualmente em concordância com o AR(1) assumido para ga .

O efeito-renda percebido pelos agentes fomenta a demanda agregada via consumo corrente e esperado. Da Equação (B.1), vemos que estes possuem efeitos contrários na utilidade marginal do consumo no instante t . Dadas as parametrizações ótimas encontradas para os modelos, a utilidade marginal do consumo se reduz após um *news shock*, diminuindo o incentivo a trabalhar. Para impedir uma queda acentuada no nível de produção corrente (ou até elevá-lo) veja, das Equações (B.7) e (B.2), que com o estoque pré-determinado de capital deverá haver uma elevação dos salários reais, de forma que o custo marginal de produção aumenta temporariamente em uma magnitude suficiente para incorrer em inflação através da Curva de Phillips. Contudo, ao passo que o avanço tecnológico se confirma e agentes compreendem a natureza

¹¹ Para as FIRs detalhadas, veja as Figuras 18 e 24.

Figura 10 – FIRs selecionadas dos modelos após um *news shock* de um desvio-padrão

Fonte: Elaboração própria.

do choque ocorrido¹², os salários recuam, pressionando para baixo consigo os custos marginais de produção. Além da resposta dos juros nominais à inflação inicial, esse alívio de custos leva a uma queda de 0.1 – 0.2 p.p. da inflação, inclusive favorecendo a reversão dos juros nominais e reais, o que por sua vez beneficia a atividade econômica.

¹² Lembre-se que indivíduos colocam inicialmente um peso na possibilidade do choque ter sido apenas de nível ou devido a *animal spirits*.

Suponhamos agora que haja um choque de *animal spirits*. De acordo com a Figura 11¹³, mais precisamente os gráficos da variável $ga_{t|t}$, nota-se que agentes não são capazes inicialmente de dizer se o sinal que receberam se deve a uma mudança nos fundamentos econômicos ou apenas às suas crenças. No entanto, conforme a atividade econômica se expande na hipótese que de fato tenha havido uma melhora na eficiência de produção, a acumulação de capital leva a uma pressão inflacionária que não cede posteriormente a ponto de haver deflação (como no caso de *news*), levando juros nominais a responderem na direção de contenção da atividade econômica, ainda que em magnitude pequena, e a atividade econômica volta gradualmente - devido ao grau de formação de hábito - ao nível inicial. No caso dos salários e do investimento, a velocidade de reversão é mais acentuada. Em suma, a pressão do lado da demanda sem melhorias de condições no lado da oferta leva a um *boom*, que no entanto não se sustenta no longo prazo. Repare que nem o nível da tecnologia, a , nem sua taxa de crescimento, ga , sofrem alterações.

No caso de um choque de nível tecnológico, note da Equação (5.41) que a percepção $ga_{t|t}$ dos indivíduos é afetada, como mostram as Figuras 20 e 26. Com o passar do tempo e a ausência de novas alterações tecnológicas, agentes passam a compreender que de fato o ocorrido foi apenas um choque de nível e não de taxa, levando $ga_{t|t}$ a retornar rapidamente aos níveis iniciais. A economia, não obstante, passa por um período de expansão da atividade, dos salários reais, queda de juros e deflação. Como a queda dos juros é mais acentuada do que a da inflação, haverá também pela relação de Fisher uma queda nos juros reais. Tal redução fornece à atividade econômica um incentivo

¹³ Para as FIRs detalhadas, veja as Figuras 19 e 25.

Figura 11 – FIRs selecionadas dos modelos após um *animal spirits shock* de um desvio-padrão

Fonte: Elaboração própria.

adicional, fomentando a expansão. Com o passar do tempo, tanto juros quanto inflação voltam aos patamares iniciais. Há, ainda, por meio do efeito-renda da melhoria tecnológica, uma redução das horas trabalhadas. O efeito de um choque no *share* do governo no PIB devido a um aumento surpresa nos gastos públicos levará à expansão temporária da atividade, porém ao custo de reduzir o patamar de consumo das famílias, que ainda trabalharão mais horas. O aumento de produção sem melhorias no campo da eficiência produtiva

levará a um cenário inflacionário, que por sua vez dispara uma reposta do Banco Central, elevando juros nominais em um montante superior à elevação da inflação. Consequentemente, a atividade econômica é desacelerada e as variáveis retornam aos níveis da trajetória de crescimento determinista. O ruído inerente ao índice de expectativas não possui, por construção, impacto em nenhuma das variáveis do modelo, com exceção, é claro, ao próprio índice. Por fim, choques de política monetária levam a um cenário de atividade depreciada devido aos altos juros reais. A economia se ajusta rapidamente, praticamente dissipando todo o efeito do choque em menos de um ano.

De modo a avaliar a relevância de *news*, *animal spirits* e *noise shocks* na dinâmica de cada variável, devemos computar a decomposição da variância dos erros de previsão das variáveis reais. Esta é calculada da seguinte forma: Seja $\Psi_{x,t}^i$ a magnitude da função impulso-resposta da variável x no tempo $t = 1, 2, \dots, T, \dots$ após um choque $i = 1, 2, \dots, I$ em $t = 1$. Então após T períodos a contribuição do choque i para a variância da variável x é dada por¹⁴:

$$contrib_i = \frac{\sum_{t=1}^T (\Psi_{x,t}^i)^2}{\sum_{i=1}^I \sum_{t=1}^T (\Psi_{x,t}^i)^2}$$

O padrão revelado pelas Figuras 12 e 13 aponta que *news shocks* possuem pouca relevância no curtíssimo prazo, mas à medida que o tempo passa e choques transitórios como os de política monetária, fiscal e *animal spirits* perdem força, o cenário se inverte: *news shocks* tornam-se responsáveis pela maior parte da variância do índice de expectativas, do consumo e do

¹⁴ Seguindo o exposto em Sims (2016).

Figura 12 – Decomposição teórica da variância do IEC, do consumo e do PIB

Fonte: Elaboração própria.

produto. No horizonte mais amplo de cinco anos, a participação é ainda maior. A principal diferença entre os resultados dos modelos utilizando IEC e INEC é quantitativa, devido majoritariamente à razão estimada entre os desvios-padrão dos choques de tecnologia $\sigma_{\epsilon_{ga}}$ e σ_{ϵ_a} : para o primeiro, choques de nível possuem magnitude relevante, enquanto para o segundo esta é significativamente inferior. Se alterássemos artificialmente o parâmetro

Figura 13 – Decomposição teórica da variância do INEC, do consumo e do PIB

Fonte: Elaboração própria.

σ_{ϵ_a} no caso do INEC para 2, por exemplo, e mantivéssemos todos os outros parâmetros constantes, a participação de *news* nas variâncias do consumo e do produto após 20 trimestres seria próxima a 60%, enquanto a de choques surpresa no nível tecnológico estaria em torno de 30%-40%. Note, também, o efeito de uma redução drástica na magnitude de $\sigma_{\epsilon_{ga}}$: enquanto consumo e

produto ainda seriam significativamente afetados por um *news shock*, o mesmo não seria válido para os índices de expectativas. Cabe ressaltar, ainda, que o *share* de *news* nas decomposições da variâncias se mantém relativamente robusto a mudanças no parâmetro de precificação de Calvo, θ , dos custos de ajustamento γ e da magnitude do choque de política monetária, $\sigma_{\epsilon_{rn}}$. Esses resultados estão representados na Figura 14.¹⁵

Observemos, agora, o papel de *animal spirits* na economia: quase metade da variância dos erros de previsão do consumo e do índice de expectativas no curtíssimo prazo (1-2 trimestres) se deve a tais flutuações de crenças. Ao passo que agentes compreendem não haver de fato alterações nos fundamentos econômicos, a economia corrige suas distorções de curto prazo e o papel dos *animal spirits* é largamente reduzido. É, portanto, um choque com efeitos transitórios, mas de nenhuma maneira irrelevante no prazo de até um semestre.

Como discutido na seção 2, não há um conjunto de fatos estilizados sobre as expectativas dos consumidores, muito menos um arcabouço teórico bem estabelecido para descrever seu comportamento. Um exercício relevante a partir das Figuras 12 e 13 é focar na decomposição da variância dos índices de expectativas, de modo a compreender melhor a natureza de suas flutuações. Pela modelagem adotada na seção 5, existem apenas quatro fontes de variação tanto no IEC quanto no INEC: (i) *news*, (ii) *animal spirits*, (iii) choques de nível tecnológico e (iv) ruído.

¹⁵ Observe que a variância dos índices de expectativas não deve sofrer, por construção, impacto de alterações em γ , $\sigma_{\epsilon_{rn}}$, κ e θ . Por esta razão, apenas uma das cores é mostrada no gráfico, sendo a curva idêntica à parametrização ótima denominada “original”.

Figura 14 – *Share de news* na decomposição teórica das variâncias, utilizando parametrizações alternativas

Nota: Os parâmetros alternativos utilizados são: $\sigma_{\epsilon_a} = 2$, $\kappa = 0.1$, $\theta = 0.5$, $\sigma_{\epsilon_{ga}} = 0.1$, $\sigma_{\epsilon_{rn}} = 0.3$ e $\gamma = 5$. A coluna da esquerda se refere ao modelo utilizando o IEC e a da direita, ao INEC. Fonte: Elaboração própria.

Note que, mesmo que choques de taxa de crescimento tecnológico possuam por construção um forte impacto nas variâncias do consumo e do produto, nada garante que isso ocorrerá para os índices de expectativas. Caso se obtenha uma estimativa $\zeta_1 \approx \zeta_2 \approx 0$, concluir-se-ia que os índices

de expectativas são movimentados na prática por fatores próprios ou não modelados. Uma das principais utilidades dos gráficos de decomposição da variância apresentados é, portanto, analisar o quanto das variações observadas tanto no IEC quanto no INEC se deve de fato às informações que agentes possuem sobre o *futuro* do lado real da economia. Em outras palavras, isto fornece bons caminhos para responder às perguntas: devemos ou não dar atenção aos índices de expectativas? O quanto de sua variação se deve a boatos/rumores e o quanto de fato é referente à eficiência/condições de produção? A evidência encontrada aponta que movimentos de curtíssimo prazo em tais índices são muito provavelmente frutos de especulação, visto que os impactos de *news shocks* no IEC e no INEC são pequenos no 1º trimestre. A partir do segundo e terceiro trimestres, por outro lado, já predominam sobre os demais. Desse modo, nas frequências maiores que dois trimestres¹⁶, a maior parte da variação se deve tanto a ruídos como choques esporádicos de nível tecnológico e, principalmente, aos *animal spirits*. A despeito disso, movimentações de prazos maiores nos índices parecem ser bons indicadores de que agentes possuem informações relevantes sobre fundamentos econômicos futuros. Em suma, os resultados indicam que o acompanhamento dos índices de expectativas não é perda de tempo e que a atenção deve-se voltar a movimentos cuja frequência é menor ou igual a um semestre.

¹⁶ Lembrando que as séries de expectativas do consumidor são publicadas mensalmente.

7 Conclusão

O principal objetivo deste estudo é avaliar o papel dos principais índices de expectativas do consumidor¹ nos ciclos econômicos da economia brasileira. Diversos artigos mundo afora e no Brasil indicam que índices de expectativas ajudam - ainda que em pequena escala - a prever níveis de consumo futuros. No entanto, poucos estudos procuram destrinchar os mecanismos por trás de tais resultados. Aliando o instrumental macroeconômico com a literatura de *news*, um modelo novo-keynesiano é utilizado de modo a explorar as relações entre expectativas e ciclos reais.

Primeiramente, verificou-se por meio de um VAR que aumentos tanto do IEC quanto do INEC possuem efeitos positivos de *longo prazo* na dinâmica de consumo e produto real, cuja magnitude é lentamente crescente durante um longo período e aparenta ser ou permanente ou, pelo menos, muito persistente. Em conformidade com os indícios encontrados para o Brasil por Bentes (2006) e Simões et al. (2016), utilizou-se a modelagem de Barsky e Sims (2012) para quantificar a relevância da antecipação dos fundamentos e dos *animal spirits* nas flutuações dos índices de expectativas e das demais variáveis econômicas. Esta modelagem abstém-se da possibilidade de que os índices sejam *per se* os responsáveis das flutuações econômicas, mas podem muito bem ser fonte de informações relevantes quanto aos fundamentos econômicos futuros.

De um modo geral, os resultados indicam que *news* são responsáveis por grande parte da variação dos índices de expectativas e do consumo no

¹ Exceção feita ao índice da FGV, cuja amostra é significativamente menor.

médio-longo prazo (a partir de um semestre), mas *animal spirits* e ruídos inerentes aos índices poluem os movimentos de curto prazo em magnitudes bem superiores às aquelas encontradas por Barsky e Sims (2012) para os EUA, assemelhando-se aos resultados de Blanchard, L’Huillier e Lorenzoni (2013). Outro resultado deste trabalho que contrasta com Barsky e Sims (2012) é a resposta do juro real no VAR empírico frente a uma inovação dos índices de expectativas. Enquanto os autores encontram uma resposta positiva do juro real americano, a evidência empírica brasileira aponta para uma queda de médio-longo prazo nos juros reais após uma inovação positiva tanto no IEC quanto no INEC. No entanto, as largas bandas de confiança para esta variável ao se estimar o VAR com as séries simuladas indica que o modelo teórico pouco tem a dizer acerca do impacto direto de inovações no índice de expectativas sobre o juro real.

A estimação do modelo ainda nos mostra que *news* não só são determinantes relevantes da flutuação do IEC e do INEC, mas também do consumo e da atividade econômica (a partir de um ano). O acompanhamento de movimentos mais duradouros dos índices de expectativas traz, portanto, informações importantes sobre fundamentos econômicos futuros. Com base nas respostas permanentes encontradas no VAR, entende-se que essas informações estejam relacionadas às condições tecnológicas futuras.

É perfeitamente cabível indagar sobre a possibilidade de recomendações de *policy* em cenários depressivos da confiança e/ou das expectativas. Larry Summers, por exemplo, defende que políticas focadas na retomada da confiança seriam o método mais barato de se estimular a atividade econômica:

“John Maynard Keynes [...] rightly emphasized the need for policy approaches that both promoted business confidence — the cheapest form of stimulus — and increased labor compensation.” (SUMMERS, 2016). Porém, os resultados apresentados nas seções anteriores² apontam que não há mágica envolvida no assunto, pelo menos quando se trata da confiança do *consumidor*: a credibilidade e força política de um governo em aprovar reformas estruturais e cumprir suas metas macroeconômicas, a existência de um ambiente de negócios e pesquisa propício à inovação e a segurança jurídica são os principais fatores que, ao fim e ao cabo, afetarão a parte relacionada aos fundamentos econômicos no “sinal” agregado percebido pelos agentes, sumarizado pela tecnologia de produção A_t (ou sua taxa de crescimento, ga_t). Sem que isso ocorra, não teremos movimentos de médio-longo prazo nos índices de confiança/expectativas. Estes se movimentam em resposta ao que se espera dos fundamentos futuros, e não o contrário.

O raciocínio anterior extrapola, em certa medida, os resultados que o modelo - um instrumento de simplificação da realidade e, portanto, limitado por natureza - é capaz de nos dizer, já que nenhuma das variáveis como segurança jurídica e ambiente de negócios/pesquisa é explicitamente considerada e modelada. No entanto, parece razoável pensar em A_t como um agregado de *condições de produção e operação* ao invés apenas da tecnologia no sentido de máquinas sofisticadas ou robôs futuristas. O ponto relevante nesta divagação é que não basta a um governo anunciar, por exemplo, um pacote de incentivos

² Tanto os resultados do modelo - que, é verdade, pressupõe não haver causalidade do IEC/INEC para a atividade - quanto a rejeição da primeira Teoria de Fuhrer (1993) por Simões et al. (2016) e da terceira por Bentes (2006).

para um novo polo industrial em determinada região do país. Se o pacote for claramente inviável política ou economicamente e agentes não acreditarem que este sequer sairá do papel, a antecipação de melhores condições produtivas futuras não durará mais do que alguns poucos períodos. No médio prazo, o cenário continuará exatamente como antes.

Referências

- ANDERSON, G.; MOORE, G. A linear algebraic procedure for solving linear perfect foresight models. *Economics Letters*, Elsevier, v. 17, n. 3, p. 247–252, 1985.
- ANDERSON, G. S. A reliable and computationally efficient algorithm for imposing the saddle point property in dynamic models. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Elsevier, v. 34, n. 3, p. 472–489, 2010.
- ASIMOV, I. *Fundação e Império*. São Paulo: Aleph, 2009. v. 2.
- BARSKY, R. B.; SIMS, E. R. Information, animal spirits, and the meaning of innovations in consumer confidence. *The American Economic Review*, American Economic Association, v. 102, n. 4, p. 1343–1377, 2012.
- BAXTER, B.; GRAHAM, L.; WRIGHT, S. Invertible and non-invertible information sets in linear rational expectations models. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Elsevier, v. 35, n. 3, p. 295–311, 2011.
- BEAUDRY, P.; PORTIER, F. An exploration into pigou’s theory of cycles. *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, v. 51, n. 6, p. 1183–1216, 2004.
- BEAUDRY, P.; PORTIER, F. Stock prices, news, and economic fluctuations. *The American Economic Review*, American Economic Association, v. 96, n. 4, p. 1293–1307, 2006.
- BEAUDRY, P.; PORTIER, F. News-driven business cycles: Insights and challenges. *Journal of Economic Literature*, American Economic Association, v. 52, n. 4, p. 993–1074, 2014.
- BENTES, F. G. M. O poder preditivo do índice de confiança do consumidor no brasil: Uma análise através de vetores autorregressivos. *Faculdade de Economia e Finanças IBMEC, Rio de Janeiro*, 2006.
- BERG, L.; BERGSTROM, R. Consumer confidence and consumption in sweden. *Department of Economics, Uppsala University Working Paper 1996:7*, 1996.
- BLANCHARD, O. Consumption and the recession of 1990-1991. *The American Economic Review*, JSTOR, v. 83, n. 2, p. 270–274, 1993.
- BLANCHARD, O. J.; L’HUIILLIER, J.-P.; LORENZONI, G. News, noise, and fluctuations: An empirical exploration. *The American Economic Review*, American Economic Association, v. 103, n. 7, p. 3045–3070, 2013.

BLANCHARD, O. J.; QUAH, D. The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances. *The American Economic Review*, American Economic Association, v. 79, n. 4, p. 655–673, 1989.

BRAM, J.; LUDVIGSON, S. C. Does consumer confidence forecast household expenditure? a sentiment index horse race. *Federal Reserve Bank of New York, Economic Policy Review*, v. 4, n. 2, p. 59–78, 1998.

CALVO, G. A. Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, v. 12, n. 3, p. 383–398, 1983.

CARROLL, C. D.; FUHRER, J. C.; WILCOX, D. W. Does consumer sentiment forecast household spending? if so, why? *The American Economic Review*, JSTOR, v. 84, p. 1397–1408, 1994.

CARVALHO, C.; NECHIO, F. Approximating multisector new keynesian models — extended version. *Federal Reserve Bank of San Francisco, Working Paper Series 2017-12*, 2017.

CASTRO, M. R. D. et al. Samba: Stochastic analytical model with a bayesian approach. *Brazilian Review of Econometrics*, v. 35, n. 2, p. 103–170, 2015.

CHRISTIANO, L. J.; EICHENBAUM, M.; EVANS, C. L. Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy. *Journal of Political Economy*, The University of Chicago Press, v. 113, n. 1, p. 1–45, 2005.

CHRISTIANO, L. J. et al. Monetary policy and stock market booms. *Proceedings - Economic Policy Symposium - Jackson Hole, Federal Reserve Bank of Kansas City*, p. 85–145, 2010.

COCHRANE, J. H. Shocks. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, v. 41, p. 295–364, 1994.

DURBIN, J.; KOOPMAN, S. J. *Time Series Analysis by State Space Methods*. Oxford: OUP Oxford, 2012. v. 38.

EASAW, J. Z.; HERAVI, S. M. Evaluating consumer sentiments as predictors of uk household consumption behavior: Are they accurate and useful? *International Journal of Forecasting*, Elsevier, v. 20, n. 4, p. 671–681, 2004.

FERNÁNDEZ-VILLAYERDE, J. et al. Abcs (and ds) of understanding vars. *The American Economic Review*, v. 97, n. 3, p. 1021–1026, 2007.

FERNÁNDEZ-VILLAVERDE, J.; RUBIO-RAMÍREZ, J. F.; SCHORFHEIDE, F. Solution and estimation methods for dsge models. *Handbook of Macroeconomics*, Elsevier, v. 2, p. 527–724, 2016.

FUHRER, J. C. What role does consumer sentiment play in the us macroeconomy? *New England Economic Review*, Federal Reserve Bank of Boston, p. 32–44, 1993.

GOH, K. L. Does consumer confidence forecast consumption expenditure in new zealand? *New Zealand Treasury, Working Paper 03/22*, 2003.

GOURIEROUX, C.; MONFORT, A.; RENAULT, E. Indirect inference. *Journal of Applied Econometrics*, Wiley Online Library, v. 8, n. S1, 1993.

GRAMINHO, F. M. Sentimento e macroeconomia: uma análise dos índices de confiança no brasil. *Trabalhos para Discussão, 408*, Banco Central do Brasil, 2015.

GROTH, C. Calibrating capital adjustment costs in the new-keynesian model. *Economics Letters*, Elsevier, v. 93, n. 1, p. 26–30, 2006.

HALL, R. E. Stochastic implications of the life cycle-permanent income hypothesis: theory and evidence. *Journal of Political Economy*, The University of Chicago Press, v. 86, n. 6, p. 971–987, 1978.

HÜRTGEN, P. Consumer misperceptions, uncertain fundamentals, and the business cycle. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Elsevier, v. 40, p. 279–292, 2014.

JAIMOVICH, N.; REBELO, S. Can news about the future drive the business cycle? *The American Economic Review*, American Economic Association, v. 99, n. 4, p. 1097–1118, 2009.

KEYNES, J. M. *The General Theory of Money, Interest and Employment*. London: Macmillan, 1936.

KILIAN, L. Small-sample confidence intervals for impulse response functions. *The Review of Economics and Statistics*, MIT Press, v. 80, n. 2, p. 218–230, 1998.

KOBAYASHI, K.; NUTAHARA, K. Nominal rigidities, news-driven business cycles, and monetary policy. *The BE Journal of Macroeconomics*, v. 10, n. 1, p. 24, 2010.

KWAN, A. C. C.; COTSOMITIS, J. A. The usefulness of consumer confidence in forecasting household spending in canada: A national and regional analysis. *Economic Inquiry*, Wiley Online Library, v. 44, n. 1, p. 185–197, 2006.

LEEPER, E. M.; WALKER, T. B.; YANG, S.-C. S. Fiscal foresight and information flows. *Econometrica*, Wiley Online Library, v. 81, n. 3, p. 1115–1145, 2013.

LORENZONI, G. A theory of demand shocks. *The American Economic Review*, American Economic Association, v. 99, n. 5, p. 2050–2084, 2009.

MILANI, F.; TREADWELL, J. The effects of monetary policy “news” and “surprises”. *Journal of Money, Credit and Banking*, Wiley Online Library, v. 44, n. 8, p. 1667–1692, 2012.

PIGOU, A. C. *Industrial Fluctuations*. London: Macmillan, 1927.

RAMEY, V. A. Macroeconomic shocks and their propagation. *Handbook of Macroeconomics*, Elsevier, v. 2, p. 71–162, 2016.

ROTEMBERG, J. J.; WOODFORD, M. An optimization-based econometric framework for the evaluation of monetary policy. *NBER Macroeconomics Annual*, MIT Press, v. 12, p. 297–346, 1997.

SCHMITT-GROHÉ, S.; URIBE, M. What’s news in business cycles. *Econometrica*, Wiley Online Library, v. 80, n. 6, p. 2733–2764, 2012.

SIMÕES, J. E. M. et al. Índice de expectativas do consumidor no brasil: uma análise do poder preditivo no período entre 2001 e 2014. *Planejamento e Políticas Públicas*, n. 47, 2016.

SIMS, C. A.; STOCK, J. H.; WATSON, M. W. Inference in linear time series models with some unit roots. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, JSTOR, p. 113–144, 1990.

SIMS, E. What’s news in news? a cautionary note on using a variance decomposition to assess the quantitative importance of news shocks. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Elsevier, v. 73, p. 41–60, 2016.

SIMS, E. R. News, non-invertibility, and structural vars. In: *DSGE Models in Macroeconomics: Estimation, Evaluation, and New Developments*. [S.l.]: Emerald Group Publishing Limited, 2012. p. 81–135.

SMITH, A. A. Estimating nonlinear time-series models using simulated vector autoregressions. *Journal of Applied Econometrics*, Wiley Online Library, v. 8, n. S1, 1993.

SOUZA-SOBRINHO, N. F. The role of interest rates in the brazilian business cycles. *Revista Brasileira de Economia*, SciELO Brasil, v. 65, n. 3, p. 315–336, 2011.

SUMMERS, L. *The Age of Secular Stagnation*. 2016. Acessado em: 16/09/2017. Disponível em: <<http://larrysummers.com/2016/02/17/the-age-of-secular-stagnation>>.

Valor Econômico. *Ilan: Recuperação Econômica Depende da Retomada da Confiança*. 2016. Acessado em: 01/07/2017. Disponível em: <<http://www.valor.com.br/financas/4734063/ilan-recuperacao-economica-depender-da-retomada-da-confianca>>.

APÊNDICE A – Exercícios adicionais com IEC e INEC

Figura 15 – FIRs das variáveis do VAR trivariado utilizando IEC ou INEC como a *última* variável na ordenação

Fonte: Elaboração própria.

Figura 16 – Decomposição da variância do IEC, do consumo (C) e do produto (Y), utilizando a ordenação alternativa

Fonte: Elaboração própria.

Figura 17 – Decomposição da variância do INEC, do consumo (C) e do produto (Y), utilizando a ordenação alternativa

Fonte: Elaboração própria.

APÊNDICE B – Estacionarização do modelo, filtro de Kalman e sistema log-linear

Para log-linearizarmos o modelo, precisamos de um ponto ao redor do qual as aproximações serão feitas. Tipicamente, em modelos DSGE, o ponto escolhido é o de estado estacionário. No entanto, vimos que a tecnologia no modelo deste trabalho segue um passeio aleatório sendo, portanto, não estacionária. O problema é que isto induzirá um comportamento similar em outras variáveis e o modelo acabará tendo uma trajetória de crescimento mesmo na ausência de choques, inviabilizando a existência de um estado estacionário. Podemos, entretanto, realizar uma transformação nas variáveis para que seja possível realizar a aproximação ao redor de uma trajetória de crescimento não-estocástica. Vejamos como fazer isto. Escreva a função de produção agregada (5.17) em logaritmos (denotando-os por letras minúsculas, i.e, $x = \ln(X)$):

$$y_t = a_t + \alpha k_{t-1} + (1 - \alpha)n_t$$

A primeira diferença nos dá:

$$\Delta y_t = \Delta a_t + \alpha \Delta k_{t-1} + (1 - \alpha) \Delta n_t$$

Na trajetória de crescimento determinístico sabe-se que $\Delta n_t = 0$. A estacionariedade da taxa real de juros, do preço relativo do capital e dos custos marginais implicará uma razão capital/produto constante na trajetória de crescimento determinística, logo estes deverão crescer à mesma taxa. Desta

forma, $\Delta y_t = \Delta k_{t-1}$ e então:

$$\Delta y_t = \frac{1}{1 - \alpha} \Delta a_t$$

Esse resultado implica que o produto crescerá (assim como capital, gastos do governo, consumo, investimentos e salários) a uma taxa proporcional - mas não 1 pra 1 - ao crescimento da tecnologia. Definindo $\Gamma = \exp \{ga^*\}$, as variáveis estacionarizadas pelo crescimento determinístico podem ser escritas por:

$$\hat{X}_t \equiv \frac{X_t}{\Gamma^{\frac{t}{1-\alpha}}}, X_t = [Y_t, C_t, W_t, I_t, G_t], \quad \hat{K}_{t-1} \equiv \frac{K_{t-1}}{\Gamma^{\frac{t-1}{1-\alpha}}}, \quad \hat{\Lambda}_t \equiv \Lambda_t \Gamma^{\frac{t}{1-\alpha}}, \quad \hat{A}_t = \frac{A_t}{\Gamma^t}$$

Do exposto acima, podemos interpretar a variável $\hat{X}_t$ como a variável X_t descontada de seu crescimento determinístico. Na ausência de choques, esta variável assumirá um valor constante. É neste sentido que teremos o equivalente do estado estacionário mencionado anteriormente. Assim, a log-linearização será realizada ao redor do estado estacionário destas variáveis transformadas, denotando o log-desvio como $\tilde{X}_t = \ln(\hat{X}_t) - \ln(\hat{X})$. Para tanto, a estratégia perseguida será a seguinte: primeiro reescrever as equações em termos das variáveis transformadas e então realizar a log-linearização.

Reescreva (5.1) como:

$$\hat{\Lambda}_t = E_t \left[\frac{\Gamma^{\frac{1}{1-\alpha}}}{\Gamma^{\frac{1}{1-\alpha}} \hat{C}_t - \kappa \hat{C}_{t-1}} - \frac{\beta \kappa}{\Gamma^{\frac{1}{1-\alpha}} \hat{C}_{t+1} - \kappa \hat{C}_t} \right]$$

Juntando tudo na esperança:

$$1 = E_t \left\{ \exp \left[\ln \left(\frac{1}{\hat{\Lambda}_t} \left(\frac{\Gamma^{\frac{1}{1-\alpha}}}{\Gamma^{\frac{1}{1-\alpha}} \hat{C}_t - \kappa \hat{C}_{t-1}} - \frac{\beta \kappa}{\Gamma^{\frac{1}{1-\alpha}} \hat{C}_{t+1} - \kappa \hat{C}_t} \right) \right) \right] \right\}$$

A expressão avaliada na trajetória de crescimento determinística será $1 =$

$\frac{1}{\hat{\Lambda}} \left[\frac{\Gamma^{\frac{1}{1-\alpha}} - \beta\kappa}{(\Gamma^{\frac{1}{1-\alpha}} - \kappa)\hat{C}} \right]$. A log-linearização ao redor dela nos dará:

$$\tilde{\hat{\Lambda}}_t = \left\{ \frac{\kappa\Gamma^{\frac{1}{1-\alpha}}\tilde{\hat{C}}_{t-1} - (\Gamma^{\frac{2}{1-\alpha}} + \beta\kappa^2)\tilde{\hat{C}}_t + \beta\kappa\Gamma^{\frac{1}{1-\alpha}} E_t[\tilde{\hat{C}}_{t+1}]}{(\Gamma^{\frac{1}{1-\alpha}} - \kappa)(\Gamma^{\frac{1}{1-\alpha}} - \beta\kappa)} \right\} \quad (\text{B.1})$$

Escrevendo (5.2) de maneira estacionária, temos:

$$N_t^{\frac{1}{\eta}} = \hat{\Lambda}_t \hat{W}_t$$

Log-linearizando:

$$\frac{1}{\eta} \tilde{N}_t = \tilde{\hat{\Lambda}}_t + \tilde{\hat{W}}_t \quad (\text{B.2})$$

De (5.3), escrevemos:

$$1 = \beta E_t \left[\frac{\hat{\Lambda}_{t+1}}{\hat{\Lambda}_t} \frac{R_t}{\Gamma^{\frac{1}{1-\alpha}}} \right]$$

Donde segue pela log-linearização:

$$\tilde{\hat{\Lambda}}_t = E_t \left[\tilde{\hat{\Lambda}}_{t+1} \right] + \tilde{R}_t \quad (\text{B.3})$$

A demanda por trabalho (5.5) estacionarizada será:

$$\hat{W}_t = MC_t(1 - \alpha)\hat{A}_t\hat{K}_{t-1}^\alpha N_t^{-\alpha} \Gamma^{\frac{-\alpha}{1-\alpha}}$$

Assim:

$$\tilde{\hat{W}}_t = \tilde{M}C_t + \tilde{\hat{A}}_t + \alpha\tilde{\hat{K}}_{t-1} - \alpha\tilde{N}_t \quad (\text{B.4})$$

Note de (5.4) e (5.6):

$$E_t \left[R_t \frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} \right] = E_t \left[\frac{R_{t+1}^r + (1 - \delta)Q_{t+1}}{Q_t} \frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} \right]$$

Na trajetória de crescimento não estocástica:

$$R = R^r + (1 - \delta)$$

Ao log-linearizar a expressão adotando $v = \frac{1-\delta}{Rr+(1-\delta)}$:

$$\tilde{R}_t = (1-v)E_t[\tilde{M}C_{t+1} + \tilde{Y}_{t+1} - \tilde{K}_t] + vE_t[\tilde{Q}_{t+1}] - \tilde{Q}_t \quad (\text{B.5})$$

Como discutido em relação à equação (5.8), a razão investimento/capital é estacionária, apesar dos componentes não o serem individualmente. Expandindo em Taylor ao redor do crescimento determinístico:

$$Q_t \phi' \left(\frac{I_t}{K_{t-1}} \right) \approx Q \phi' \left(\frac{I}{K} \right) + \phi' \left(\frac{I}{K} \right) (Q_t - Q) + Q \phi'' \left(\frac{I}{K} \right) \left(\frac{I_t}{K_{t-1}} - \frac{I}{K} \right)$$

Denote o inverso da elasticidade da função de custo de ajustamento como $\gamma = -\frac{\phi''(\frac{I}{K})\frac{I}{K}}{\phi'(\frac{I}{K})}$. Simplificando a expressão anterior, chega-se em:

$$\tilde{Q}_t = \gamma \left(\widetilde{\frac{I_t}{K_{t-1}}} \right)$$

Veja que:

$$\left(\widetilde{\frac{I_t}{K_{t-1}}} \right) = \left(\frac{\hat{I}_t}{\hat{K}_{t-1}} \Gamma^{\frac{1}{1-\alpha}} \right)$$

Com esta forma em que tanto $\hat{I}$ quanto $\hat{K}$ são estacionários, podemos quebrar a expressão segundo:

$$\left(\widetilde{\frac{\hat{I}_t}{\hat{K}_{t-1}} \Gamma^{\frac{1}{1-\alpha}}} \right) = \ln \left(\frac{\hat{I}_t}{\hat{K}_{t-1}} \right) - \ln \left(\frac{\hat{I}}{\hat{K}} \right)$$

Logo, temos:

$$\tilde{Q}_t = \gamma(\tilde{\hat{I}}_t - \tilde{\hat{K}}_{t-1}) \quad (\text{B.6})$$

A função de produção (5.17) deverá ser reescrita como:

$$\hat{Y}_t = \hat{A}_t \hat{K}_{t-1}^\alpha N_t^{1-\alpha} \Gamma^{\frac{-\alpha}{1-\alpha}}$$

Isto é,

$$\tilde{Y}_t = \tilde{A}_t + \alpha \tilde{K}_{t-1} + (1 - \alpha) \tilde{N}_t \quad (\text{B.7})$$

A restrição de recursos fica:

$$\hat{Y}_t = \hat{C}_t + \hat{I}_t + \hat{G}_t$$

Nos levando a:

$$\tilde{Y}_t = \frac{\hat{C}}{\hat{Y}} \tilde{C}_t + \frac{\hat{I}}{\hat{Y}} \tilde{I}_t + \frac{\hat{G}}{\hat{Y}} \tilde{G}_t \quad (\text{B.8})$$

A Lei de Movimento do Capital (5.18) pode ser escrita como:

$$\frac{K_t}{K_{t-1}} = \phi \left(\frac{I_t}{K_{t-1}} \right) + (1 - \delta)$$

Ou, ainda:

$$\frac{\hat{K}_t}{\hat{K}_{t-1}} \Gamma^{\frac{1}{1-\alpha}} = \phi \left(\frac{\hat{I}_t}{\hat{K}_{t-1}} \Gamma^{\frac{1}{1-\alpha}} \right) + (1 - \delta)$$

Expandindo via Taylor, usando que na trajetória de crescimento determinístico

$\hat{I} = \delta_2 \hat{K}$, onde $\delta_2 \equiv 1 - \frac{1-\delta}{\Gamma^{\frac{1}{1-\alpha}}}$ e simplificando:

$$\tilde{\hat{K}}_t = \delta_2 \tilde{\hat{I}}_t + (1 - \delta_2) \tilde{\hat{K}}_{t-1} \quad (\text{B.9})$$

Agora, log-linearizemos a regra de Taylor:

$$\tilde{R}_t^n = \rho_{rn} \tilde{R}_{t-1}^n + (1 - \rho_{rn}) \left(\phi_\pi \tilde{\Pi}_t + \phi_y \left(\tilde{Y}_t - \tilde{Y}_{t-1} \right) \right) + \epsilon_t^{rn} \quad (\text{B.10})$$

A equação de Fisher, a definição de *share* do governo e a definição de inflação log-linearizadas serão:

$$\tilde{R}_t^n = \tilde{R}_t + E_t[\tilde{\Pi}_{t+1}] \quad (\text{B.11})$$

$$\tilde{G}_t = \tilde{G}_t^{sh} + \tilde{Y}_t \quad (\text{B.12})$$

$$\tilde{\Pi}_t = \tilde{P}_t - \tilde{P}_{t-1} \quad (\text{B.13})$$

A partir de (5.7) e (5.22) é possível derivar a curva de Phillips novo-keynesiana tradicional:

$$\tilde{\Pi}_t = \varphi \tilde{M}C_t + \beta E_t[\tilde{\Pi}_{t+1}], \quad \varphi = \frac{(1-\theta)(1-\theta\beta)}{\theta} \quad (\text{B.14})$$

Partamos para os processos exógenos e os sinais recebidos pelos agentes. O processo da tecnologia dado pela Equação (5.12) pode ser reescrito como:

$$a_t - tga^* = a_{t-1} - (t-1)ga^* + ga_{t-1} - ga^* + \epsilon_t^a$$

Logo¹,

$$\tilde{A}_t = \tilde{A}_{t-1} + \tilde{g}a_{t-1} + \epsilon_t^a \quad (\text{B.15})$$

Os AR(1) para crescimento da tecnologia e *share* do governo serão:

$$\tilde{g}a_t = \rho_{ga}\tilde{g}a_{t-1} + \epsilon_t^{ga} \quad (\text{B.16})$$

$$\tilde{g}_t^{sh} = \rho_g\tilde{g}_{t-1}^{sh} + \epsilon_t^{gsh} \quad (\text{B.17})$$

Aproximando a equação do sinal ao redor da trajetória não estocástica:

$$\tilde{s}_t = \tilde{g}a_t + \epsilon_t^s \quad (\text{B.18})$$

Derivemos, enfim, as equações relativas ao filtro de Kalman, lembrando

¹ Decidi escrever $\tilde{g}a$ ao invés de $\tilde{\Gamma}$ por didatismo. O mesmo valerá para $\tilde{g}^{sh}$ e $\tilde{s}_t$, que foram apresentados em logs na seção 5.

que os agentes observam perfeitamente o *nível* da tecnologia a cada período, mas não observam a sua taxa de crescimento. Desta observam apenas um sinal parcialmente informativo. No entanto, como agentes racionais, estes saberão qual é a taxa de crescimento *determinística* da tecnologia Γ , que nada mais é do que um parâmetro. Isto implica que agentes serão capazes de observar (ou, pelo menos, computar) $\tilde{A}_t$ e $\tilde{s}_t$. Formalizando o problema no formato espaço-estado:

$$\underbrace{\begin{pmatrix} \tilde{A}_t \\ \tilde{s}_t \end{pmatrix}}_{O_t} = \underbrace{\begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix}}_Z \underbrace{\begin{pmatrix} \tilde{A}_t \\ \tilde{g}a_t \end{pmatrix}}_{\alpha_t} + \begin{pmatrix} 0 \\ \epsilon_t^s \end{pmatrix}, \quad \Sigma_1 = \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 0 & \sigma_{\epsilon_s}^2 \end{pmatrix}$$

$$\underbrace{\begin{pmatrix} \tilde{A}_{t+1} \\ \tilde{g}a_{t+1} \end{pmatrix}}_{\alpha_{t+1}} = \underbrace{\begin{pmatrix} 1 & 1 \\ 0 & \rho_{ga} \end{pmatrix}}_T \underbrace{\begin{pmatrix} \tilde{A}_t \\ \tilde{g}a_t \end{pmatrix}}_{\alpha_t} + \begin{pmatrix} \epsilon_{t+1}^a \\ \epsilon_{t+1}^{ga} \end{pmatrix}, \quad \Sigma_2 = \begin{pmatrix} \sigma_{\epsilon_a}^2 & 0 \\ 0 & \sigma_{\epsilon_{ga}}^2 \end{pmatrix}$$

Para resolver o problema exposto segue-se Durbin e Koopman (2012). Definamos $P_t = Var(\alpha_t)$ e $\alpha_{t|t} = E[\alpha_t|Y_t]$. Se as matrizes de coeficientes Z, T, Σ_1 e Σ_2 forem constantes no tempo - como de fato são - teremos $P = TPT' - TPZ'F^{-1}ZPT' + \Sigma_2$, onde $F = ZPZ' + \Sigma_1$. A expressão é solúvel numericamente contanto que F seja inversível. Pode-se chegar na seguinte equação que descreve a previsão dos agentes quanto ao estado corrente da economia:

$$\alpha_{t|t} = \underbrace{(I - PZ'F^{-1}Z)T}_{\Upsilon} \alpha_{t-1|t-1} + \underbrace{PZ'F^{-1}}_{\Psi} O_t$$

Observe que $\alpha_{t|t}$ é um vetor 2×1 . A primeira equação do sistema será a

referente a $\tilde{\hat{A}}_{t|t}$, mas o coeficiente de $\tilde{s}_t$ nela será zero pois o nível da tecnologia é perfeitamente observado. Como objetivo é descobrir a relação entre $\tilde{g}a_{t|t}$ e $\tilde{s}_t$, veja da segunda equação que:

$$\tilde{g}a_{t|t} = \Upsilon_{2,1}\tilde{\hat{A}}_{t-1} + \Upsilon_{2,2}\tilde{g}a_{t-1|t-1} + \Psi_{2,1}\tilde{\hat{A}}_t + \Psi_{2,2}\tilde{s}_t \quad (\text{B.19})$$

Onde o termo $\Upsilon_{i,j}$ representa o elemento da linha i e coluna j da matriz Υ .

Por último, mas não menos importante, a equação log-linearizada da dinâmica do índice de expectativas será:

$$\tilde{I}E_t = \rho_e \tilde{I}E_{t-1} + \zeta_1(\tilde{\hat{A}}_t - \tilde{\hat{A}}_{t-1}) + \zeta_2 \tilde{g}a_{t|t} - (\zeta_1 + \rho_{ga}\zeta_2)\tilde{g}a_{t-1|t-1} + \zeta_3 \epsilon_t^{IE} \quad (\text{B.20})$$

APÊNDICE C – Trajetória de crescimento determinística

Após estacionarizarmos o modelo, conduzimos aproximações log-lineares ao redor de uma trajetória de crescimento determinística. Vejamos agora quais são os valores assumidos pelas variáveis nesta situação. Das equações (5.3), (5.4) e (5.6) e suas respectivas versões estacionárias, teremos que ao redor da trajetória de crescimento determinística:

$$R = \frac{\Gamma^{\frac{1}{1-\alpha}}}{\beta} \quad (C.1)$$

$$R^r = R - (1 - \delta) \quad (C.2)$$

A expressão acima nos permite isolar de (5.6):

$$\frac{\hat{K}}{N} = \left[\frac{R^r}{MC\alpha\Gamma} \right]^{\frac{1}{\alpha-1}} \quad (C.3)$$

onde foi usado que $\hat{A} = A_0 = 1$. Da demanda por trabalho, da equação de formação de hábito do consumo e da oferta de trabalho:

$$N^{1+\frac{1}{\eta}} = \frac{\Gamma^{\frac{1}{1-\alpha}} - \beta\kappa}{\Gamma^{\frac{1}{1-\alpha}} - \kappa} \frac{1}{\frac{\hat{C}}{N}} MC(1-\alpha) \left(\frac{\hat{K}}{N} \right)^{\alpha} \Gamma^{\frac{-\alpha}{1-\alpha}}$$

Repare, da restrição de recursos e da lei de movimento:

$$\frac{\hat{C}}{N} = (1 - G^{sh*}) \frac{\hat{Y}}{N} - \delta_2 \frac{\hat{K}}{N}$$

Defina $\varphi_2 \equiv \frac{\Gamma^{\frac{1}{1-\alpha}} - \beta\kappa}{\Gamma^{\frac{1}{1-\alpha}} - \kappa}$. Combinando as duas expressões anteriores e usando $MC = \frac{1}{1+\bar{\mu}}$:

$$N = \left\{ \frac{\varphi_2 \Gamma^{\frac{-\alpha}{1-\alpha}} MC(1-\alpha) \left(\frac{\hat{K}}{N} \right)^{\alpha}}{(1 - G^{sh*}) \left(\frac{\hat{K}}{N} \right)^{\alpha} - \delta_2 \frac{\hat{K}}{N}} \right\}^{\frac{1}{1+\frac{1}{\eta}}} \quad (C.4)$$

Conseguimos agora computar $\hat{K}, \hat{Y}, \hat{I}, \hat{C}$ e $\hat{G}$ por meio das expressões anteriores e da função de produção. Note que calcular esses valores é necessário devido à Equação (5.30).

APÊNDICE D – Impulsos-Resposta do Modelo

D.1 IEC

Figura 18 – Funções Impulso-Resposta teóricas após um choque de *news* de um desvio-padrão, no modelo utilizando IEC

Fonte: Elaboração própria.

Figura 19 – Funções Impulso-Resposta teóricas após um choque de *animal spirits* de um desvio-padrão, no modelo utilizando IEC

Fonte: Elaboração própria.

Figura 20 – Funções Impulso-Resposta teóricas após um choque surpresa na tecnologia de um desvio-padrão, no modelo utilizando IEC

Fonte: Elaboração própria.

Figura 21 – Funções Impulso-Resposta teóricas após um choque de um desvio-padrão no *share* do governo no PIB, no modelo utilizando IEC

Fonte: Elaboração própria.

Figura 22 – Funções Impulso-Resposta teóricas após um choque *noise* de um desvio-padrão, no modelo utilizando IEC

Fonte: Elaboração própria.

Figura 23 – Funções Impulso-Resposta teóricas após um choque de um desvio-padrão na política monetária, no modelo utilizando IEC

Fonte: Elaboração própria.

D.2 INEC

Figura 24 – Funções Impulso-Resposta teóricas após um choque de *news* de um desvio-padrão, no modelo utilizando INEC

Fonte: Elaboração própria.

Figura 25 – Funções Impulso-Resposta teóricas após um choque de *animal spirits* de um desvio-padrão, no modelo utilizando INEC

Fonte: Elaboração própria.

Figura 26 – Funções Impulso-Resposta teóricas após um choque surpresa na tecnologia de um desvio-padrão, no modelo utilizando INEC

Fonte: Elaboração própria.

Figura 27 – Funções Impulso-Resposta teóricas após um choque de um desvio-padrão no *share* do governo no PIB, no modelo utilizando INEC

Fonte: Elaboração própria.

Figura 28 – Funções Impulso-Resposta teóricas após um choque *noise* de um desvio-padrão, no modelo utilizando INEC

Fonte: Elaboração própria.

Figura 29 – Funções Impulso-Resposta teóricas após um choque de um desvio-padrão na política monetária, no modelo utilizando INEC

Fonte: Elaboração própria.